

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2005 / 08

**Éducation et croissance en France
et dans un panel de 21 pays de l'OCDE**

Clotilde L'ANGEVIN et Nadine LAÏB

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

G 2005 / 08

Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE

Clotilde L'ANGEVIN * et Nadine LAÏB **

JUILLET 2005

Nous remercions D. BLANCHET, H. ERKEL-ROUSSE, S. GRÉGOIR, G. LAROQUE et J.-F. LOUÉ pour leurs conseils. Nous remercions également les participants au séminaire D3E de novembre 2004, notamment F. ROSENWALD, C. RAGOUCY et C. SAUVAGEOT. Enfin, nous remercions C. TACHÉ qui nous a fourni des données plus détaillées pour la France. Les erreurs qui subsisteraient nous sont entièrement imputables.

* Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Croissance et Politiques Macroéconomiques » Timbre G220 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF Cedex - France

** Faisait partie de la Division « Croissance et Politiques Macroéconomiques » au moment de la rédaction de ce document.

Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE

Résumé

En France, la durée de scolarisation est élevée, ainsi que les dépenses d'éducation. Depuis trente ans, les dépenses par élève/étudiant augmentent, en raison notamment du poids croissant de l'enseignement du second degré et du supérieur. Quel est, alors, de façon plus générale, l'impact de l'éducation sur la croissance française à moyen terme? Les théories néoclassiques de la croissance insistent sur le rôle de l'accumulation du capital humain dans la croissance des pays développés. Nous estimons une équation de production de moyen terme sur données de panel pour 21 pays de l'OCDE entre 1971 et 1988. Nous adoptons une forme « à correction d'erreur » pour modéliser les dynamiques à court terme propres à chaque pays et mettons en évidence un effet positif et significatif à moyen terme du nombre moyen d'années d'études de la population en âge de travailler sur la productivité par tête. Le rendement « social » apparent d'une année supplémentaire d'éducation est estimé à 7% pour la moyenne des pays de l'OCDE et à 10-11% pour la France. Cet effet doit évidemment être interprété avec prudence. D'une part il est au plus valable au voisinage du nombre d'années d'études actuel. D'autre part, il ne signifie pas que tous les types de dépenses d'éducation ont un effet potentiel important sur la croissance. A cet égard, on sait que la France se démarque vis-à-vis des autres pays de l'OCDE en dépensant relativement beaucoup pour un élève du second degré et peu pour un étudiant du supérieur. L'introduction d'un effet « diplôme » dans l'estimation sur données françaises vient appuyer l'idée que les efforts en termes d'enseignement supérieur long auraient plus d'impact sur la productivité de moyen terme, en France, que ceux en termes d'enseignement court professionnalisé.

Mots-clés : Education, capital humain, croissance, panels

Education and growth in France and in a panel of 21 OECD countries

Abstract

In France, the number of years of schooling is high, and so is spending on education. Over the past thirty years, spending per student has increased, in particular because of the growing importance of the secondary and tertiary levels. What, more generally, is the impact of education on the growth of productivity in France in the medium term? Neo-classical growth theories stress the role of the accumulation of human capital in growth in developed countries. We estimate a medium-term growth-accounting equation based on panel data for 21 OECD countries over the 1971-1998 period. An « error correction form » allows us to capture the differences in short-run dynamics between the countries of the panel. We observe a significant positive effect of the average number of years of schooling of the working-age population on productivity per capita in the medium run. The apparent « social » returns to an additional year of schooling are estimated at 7% on average for OECD countries and at 10-11% for France. This effect must be interpreted with caution. First it applies at best around current values of the number of years of schooling. Second, it does not mean that all forms of education expenditures have a high potential impact on economic growth. In this respect, we know that France differs from other OECD countries in the sense that it spends relatively more on a student in the secondary level and relatively less on a student in the tertiary level. Introducing a "degree" effect into the growth-accounting equation for France supports the idea that investing in longer, tertiary education has a greater impact, in the medium run, on productivity, than investing in shorter, professionalizing education.

Keywords: Education, human capital, growth, panels

Classification JEL : I20, I21, I23, I28, O40, O47

Introduction	5
I - L'éducation en France et dans l'OCDE : état des lieux	7
<i>I.1 La durée de scolarisation en France est relativement élevée...</i>	7
<i>I.2 ... les dépenses d'éducation aussi</i>	8
I.2.1 En France, la part de la richesse nationale consacrée aux dépenses d'éducation est en progression depuis trente ans.	8
I.2.2 L'Etat contribue largement au financement de l'éducation en France.	10
I.2.3 La croissance des dépenses d'éducation en France s'expliquerait moins par la hausse du nombre d'élèves que par celle du coût de chaque étudiant.	10
II - Les effets de l'éducation sur la croissance : apport théorique	13
<i>II.1 Elargissement du modèle néoclassique au capital humain</i>	13
<i>II.2 Le modèle néo-classique de Mankiw, Romer et Weil (1992)</i>	15
III - Estimation d'une équation de croissance sur 21 pays de l'OCDE	17
<i>III.1 Le modèle théorique sous-jacent</i>	17
III.1.1 La mesure du capital humain	18
III.1.2 La mesure du capital physique	19
III.1.3 L'équation de court terme finale	20
III.1.4 Rendement de l'éducation	21
<i>III.2 Les données empiriques</i>	22
<i>III.3 Les résultats de l'estimation</i>	24
III.3.1 Principaux résultats empiriques obtenus dans la littérature	24
III.3.2 Tests de racine unité et cointégration	25
III.3.3 Analyse sur données de panel	25
III.3.4 Problème d'endogénéité du capital humain	28
<i>III.4 Cas de la France</i>	29
III.4.1 Estimation de l'équation	29
III.4.2 Interprétation	31
III.4.3 Contributions dynamiques	31
IV - Des contrastes entre les différents niveaux d'éducation en France et dans l'OCDE.....	33
<i>IV.1 Des dépenses d'éducation contrastées selon les niveaux d'éducation</i>	33
<i>IV.2 L'enseignement supérieur : des dépenses relativement faibles</i>	35
IV.2.1 Un accroissement important du nombre d'étudiants entre 1975 et 1995	36
IV.2.2 Les étudiants s'orientent plutôt vers des filières « professionnalisées »	37
IV.2.3 L'Etat contribue fortement aux dépenses pour le supérieur.	41
IV.2.4 Résumé des spécificités de l'enseignement supérieur français	43
V - Introduction d'un effet diplôme dans l'estimation française...	45
<i>V.1 Les données disponibles et le modèle théorique sous-jacent</i>	45
<i>V.2 Estimation économétrique</i>	46
V.2.1 Estimation sur la période 1976-1998	46
V.2.2 Interprétation des résultats économétriques	48

Conclusion	49
Références bibliographiques.....	50
Annexe 1 : diagnostics de multicolinéarité	53
<i>A1.1. Pour 21 pays de l'OCDE</i>	<i>53</i>
<i>A1.2. Pour la France</i>	<i>54</i>
Annexe 2 : Tests de robustesse de l'estimation sur données de panels	55
Annexe 3 : Tests de racine unité pour les variables de l'estimation	56
Annexe 4 : Calcul du rang des espaces de cointégration.....	57

Introduction

Entre 1990 et 2003, la France, ainsi que d'autres pays européens, affichent un taux de croissance moyen d'environ 2%, contre 3% environ pour les Etats-Unis.

Tableau 1
Taux de croissance annuel du PIB
en volume

	1970-1980	1980-1990	1990-2003
Allemagne	2,8	2,3	1,5
Autriche	3,6	2,4	2,1
Belgique	3,4	2,0	1,9
Canada	4,2	2,8	2,8
Danemark	1,9	1,6	2,2
Espagne	3,7	2,9	2,6
Etats-Unis	3,3	3,2	2,9
Finlande	3,7	3,1	1,9
France	3,3	3,5	1,7
Grèce	4,7	0,7	2,7
Irlande	4,7	3,7	6,5
Italie	3,7	2,3	1,4
Japon	4,5	4,0	1,3
Norvège	4,8	2,6	3,2
Pays-Bas	2,9	2,3	2,3
Portugal	4,8	3,3	2,2
Royaume-Uni	2,0	2,7	2,3
Suède	2,0	2,2	1,9

Source : OCDE, Productivity database 2005

Comment expliquer de tels écarts de croissance au sein des pays de l'OCDE, sur une période relativement longue ? On peut évoquer notamment l'apparition et la diffusion rapide des nouvelles technologies de l'information et de la communication aux Etats-Unis. Or, la capacité à assimiler et à exploiter ces nouvelles technologies est fortement liée aux efforts nationaux consentis en matière d'éducation, et en particulier à l'importance donnée aux études supérieures et à la recherche. De plus, le contexte actuel de mondialisation pousse les nations développées à se présenter comme des « réservoirs » de main-d'œuvre hautement qualifiée, exploitant ainsi leurs avantages comparatifs face aux pays en voie de développement. Il n'est alors pas surprenant que l'éducation soit au centre du débat sur la productivité de la France par rapport à celle de ses voisins.

Dans une première partie, nous reviendrons sur les grandes caractéristiques du système éducatif français et tenterons de le comparer à ceux des autres pays de l'OCDE. Dans la seconde partie, nous nous appuierons sur les théories de la croissance pour établir une relation économétrique entre la croissance de la productivité et le nombre moyen d'années d'études dans l'ensemble des pays de l'OCDE et plus particulièrement en France.

Puis, nous tenterons d'analyse de façon plus détaillée les différences, dans les pays de l'OCDE, entre chaque niveau d'éducation. La dernière partie incorporera alors des données plus fines dans le cas de la France afin d'analyser l'impact de ces différences sur la croissance de la productivité.

I - L'éducation en France et dans l'OCDE : état des lieux

Depuis trente ans, l'enseignement en France a connu d'importants changements. Pendant cette période, tous les paramètres quantitatifs du système ont évolué dans la même direction (accroissement des investissements éducatifs, augmentation continue des effectifs et des diplômés, augmentation du personnel, différenciation grandissante des offres de formations).

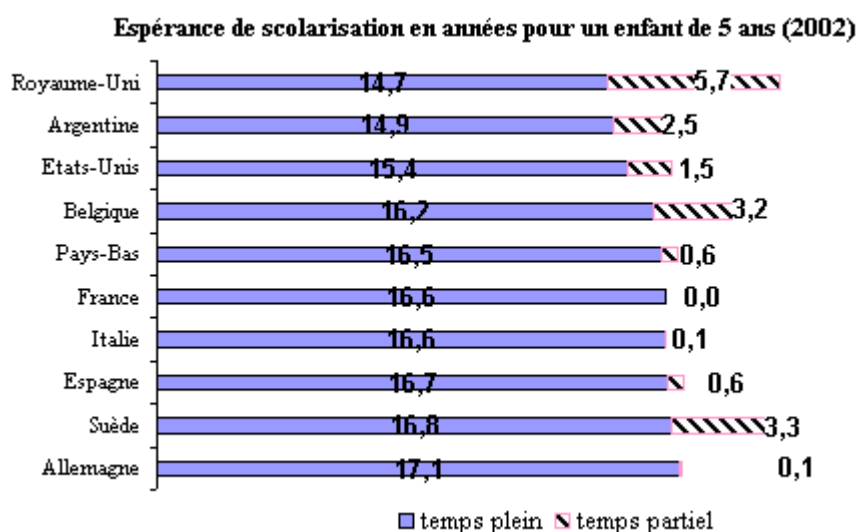
A cet égard, l'évolution française n'est pas unique. La majorité des pays européens ont été engagés dans une politique de développement du système éducatif. On observe un rattrapage de l'ensemble du dispositif d'éducation européen, qui était, après la seconde guerre mondiale, en retard par rapport à celui des Etats-Unis. Cette convergence semble être arrivée presque à son terme. Toutefois, il existe encore, dans l'espace éducatif français, des secteurs où les dépenses par élève sont relativement faibles, notamment au niveau du supérieur et de la recherche. Or, ces derniers permettent entre autres d'accroître les capacités d'adaptation d'un pays, cruciales dans le contexte actuel d'expansion des nouvelles technologies de l'information et de la communication. Il est donc important de s'interroger sur le poids de l'enseignement supérieur en France.

Dans toute cette partie, sauf précision contraire, les données sont issues de la base de donnée en ligne de l'OCDE, *Education Online*, de *Regards sur l'éducation* (OCDE 2004) et de *L'état de l'Ecole* (MEN-DEP 2004).

I.1 La durée de scolarisation en France est relativement élevée...

En France, l'espérance de scolarisation est de 16,6 années à temps plein pour un enfant de 5 ans, ce qui la place notamment derrière la Suède et l'Allemagne, mais bien devant les Etats-Unis et le Royaume-Uni. Ces derniers compensent par une espérance de scolarisation à temps partiel plus élevée (5,7 ans pour le Royaume-Uni par exemple, ce qui est largement au-dessus de l'espérance de scolarisation à temps partiel des autres pays de l'OCDE)¹.

Graphique 1



Source : Ministère de l'éducation nationale - Direction de l'évaluation et de la prospective (MEN-DEP)

¹ Tous les chiffres de cet alinéa sont relatifs à l'année 2002.

Toutefois, le taux de scolarisation en France n'est élevé que jusqu'à 20 ans. Pour la tranche d'âge 20-29 ans, il est inférieur à celui des autres pays. L'évolution du niveau d'éducation en stock dans la population montre un effet de rattrapage de la France, puisqu'on y observe la plus forte augmentation des taux d'accès au deuxième cycle du secondaire. La progression enregistrée entre les tranches d'âge plus anciennes (55-64 ans) et plus jeunes (25-34 ans) est particulièrement prononcée en France (+34 points, de 46 à 78%). La France rattrape ainsi le groupe de tête des pays de l'OCDE en termes d'accès au deuxième cycle de l'enseignement secondaire. La stabilisation plus récente de l'espérance de scolarisation peut en partie s'expliquer par la baisse du nombre de redoublements observés.

1.2 ... les dépenses d'éducation aussi

1.2.1 En France, la part de la richesse nationale consacrée aux dépenses d'éducation est en progression depuis trente ans.

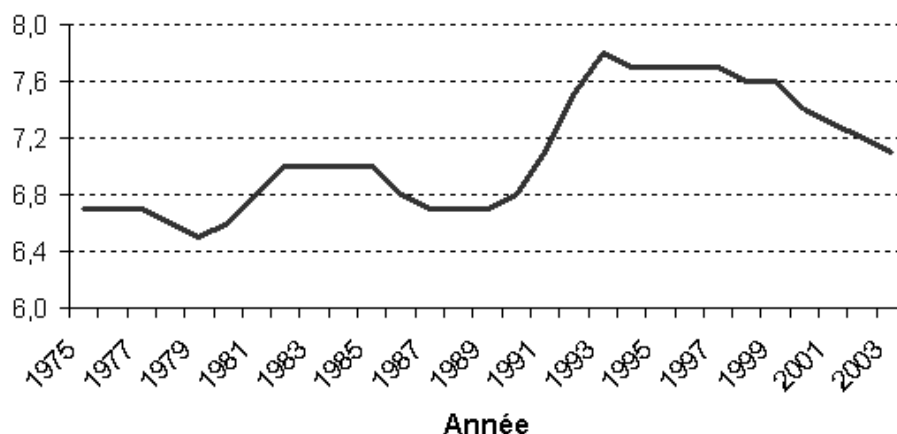
Les dépenses en matière d'éducation sont fortement liées à la durée de scolarisation. L'effort financier consacré par la France à l'ensemble de son système éducatif est important. Il s'élève à 111,3 milliards d'euros, soit 7,1% du PIB en 2003, ou encore 1810 euros par habitant et 6600 euros par élève ou étudiant. Cette « dépense intérieure d'éducation » (DIE) correspond à l'effort consenti par la collectivité nationale pour le fonctionnement et le développement du système éducatif (scolaire et extra-scolaire, formation continue, administration générale, cantines, médecine et transports scolaires, etc.). Elle comprend toutes les dépenses effectuées sur le territoire métropolitain par les agents économiques (administrations publiques centrales et locales, entreprises et ménages)².

Au cours du dernier quart de siècle, la dépense intérieure d'éducation a doublé en volume, ce qui correspond à une croissance annuelle de 2,6 %, supérieure à celle de la richesse nationale (PIB en valeur) (2,3%). La part de la dépense intérieure d'éducation dans le PIB a toutefois connu une évolution fluctuante. Elle a sensiblement progressé de 1990 à 1993, passant de 6,8% à 7,8%, en raison de l'effort important des collectivités territoriales et de la revalorisation des salaires des personnels enseignants. Depuis 1993, elle diminue régulièrement, pour atteindre 7,1% en 2003.

² La dépense intérieure d'éducation (DIE) est surtout composée des dépenses de personnels, qui représentent 77,3% du total en 2002. Cette prépondérance s'explique par la nature même de l'activité d'enseignement fortement consommatrice de personnel qualifié. Sauf dans le cadre d'activités annexes comme les cantines et les internats, les consommations intermédiaires sont faibles. La part des investissements (constructions, réparations, achat de matériel) a fortement baissé en trente ans : de 11,6% des coûts de production en 1975, elle est passée à 7,7% en 2002. Le poids des dépenses de personnels explique la rigidité du budget de l'Education Nationale. Conjugué à une baisse des effectifs, il augmente le coût par élève dans le primaire et le secondaire.

Graphique 2

**Evolution de la part de la dépense intérieure d'éducation
dans le PIB (en %)**

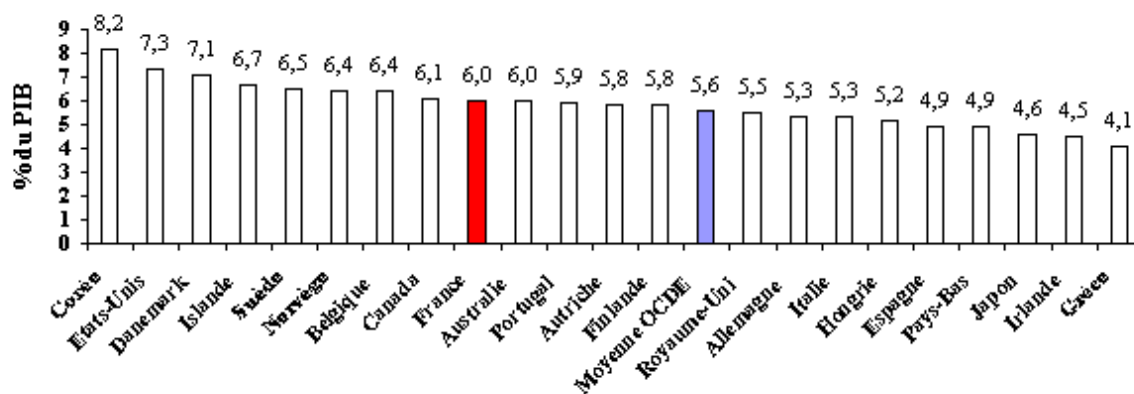


Source : Ministère de l'éducation nationale - Direction de l'évaluation et de la prospective (MEN-DEP).

En termes de dépenses totales d'éducation au titre des établissements d'enseignement³, la France est assez proche des autres pays de l'OCDE. En 2001, les pays de l'OCDE consacraient en moyenne 5,6% de leur PIB aux établissements d'enseignement, tous niveaux et financements (public et privé) confondus.

Graphique 3

**Dépenses au titre des établissements d'enseignement
en pourcentage du PIB en 2001**



Source : OCDE, Regards sur l'éducation 2004.

En 2001 toujours, la France se situait en 9^{ième} position, avec une dépense totale d'éducation au titre des établissements d'enseignement supérieure à celle de la moyenne des pays de l'OCDE (6,0% de PIB, contre 5,6%). C'étaient la Corée et les États-Unis qui consacraient la plus grande part de leur richesse nationale aux

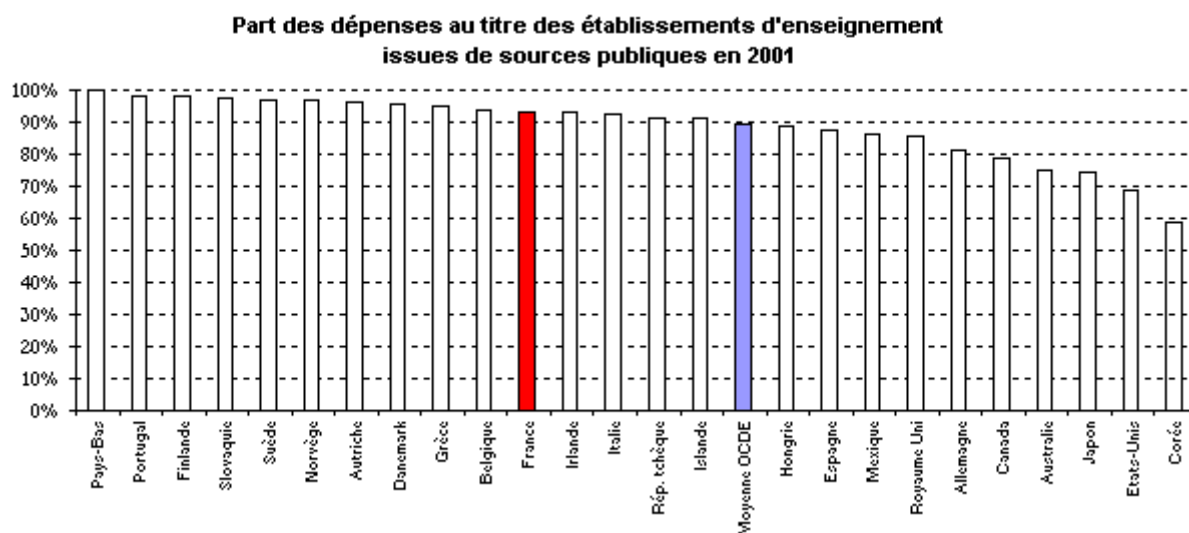
³ Pour les comparaisons internationales, l'OCDE utilise comme indicateur la dépense d'éducation au titre des établissements d'enseignement rapportée au PIB. C'est une notion plus restreinte que la DIE puisqu'elle ne comprend pas les dépenses de formation continue, ni les dépenses d'éducation effectuées par les ménages en dehors des établissements scolaires.

établissements scolaires, suivis du Danemark, de l'Islande et de la Suède. L'Allemagne et le Royaume-Uni, quant à eux, se situaient un peu en dessous de la moyenne OCDE.

I.2.2 L'Etat contribue largement au financement de l'éducation en France.

En France, l'Etat est la principale source de financement de l'éducation (65% des DIE, dont 58% pour le seul Ministère de l'Education nationale en 2003). Suite aux lois de décentralisation, les collectivités territoriales sont de plus en plus présentes (19% des DIE en 2003). Le financement public⁴ représente 86% de la DIE en France, soit une part équivalente à celle observée au Danemark, en Italie et aux Pays-Bas, mais plus importante qu'en Allemagne, aux Etats-Unis et au Japon. Les ménages et les entreprises contribuent environ à même hauteur au financement de l'éducation (respectivement 8% et 6%). Cette part est en baisse pour les ménages du fait de l'augmentation des bourses. La part financée par les entreprises est en hausse, elle comprend le financement de la formation continue et la taxe d'apprentissage.

Graphique 4



Source : OCDE, *Regards sur l'éducation 2004*.

La part du financement public (par rapport au financement privé) est plus importante en France qu'en moyenne dans les autres pays de l'OCDE.

I.2.3 La croissance des dépenses d'éducation en France s'expliquerait moins par la hausse du nombre d'élèves que par celle du coût de chaque étudiant.

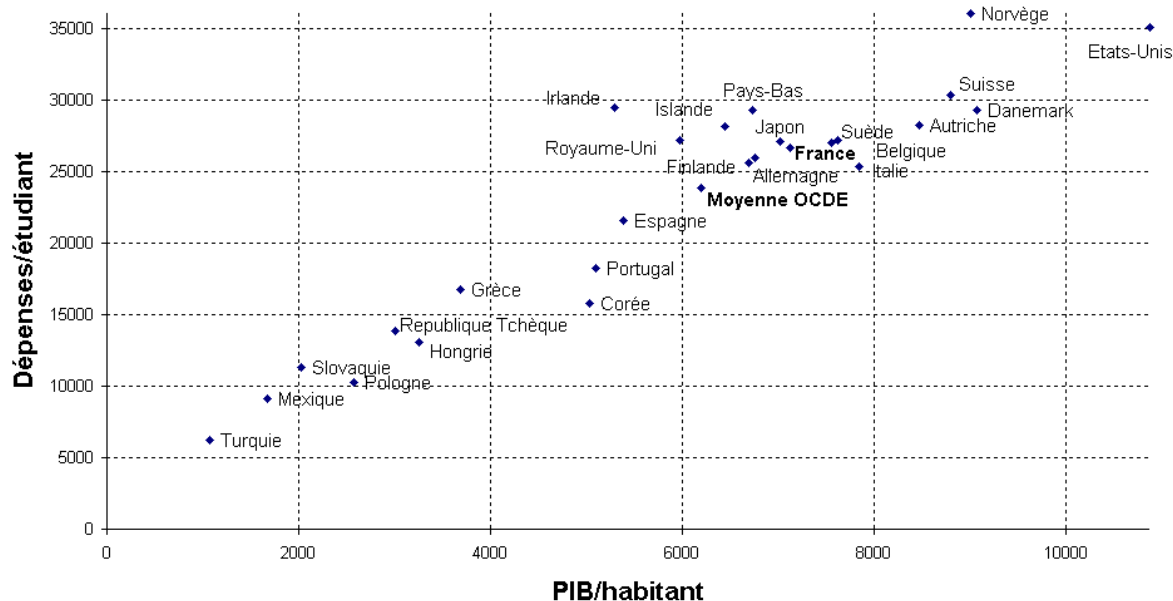
L'indicateur de la part des dépenses d'éducation en pourcentage de PIB ne tient compte ni du nombre d'élèves et donc de la durée de la scolarisation, ni du coût de l'éducation de chaque élève. A ce titre, les dépenses par élève/étudiant rapportées au PIB par habitant exprimées en parité de pouvoir d'achat sont un meilleur indicateur de l'importance de l'effort éducatif compte tenu de la richesse nationale.

⁴ Y compris les subventions publiques aux ménages et les dépenses issues de sources internationales.

En représentant sur un même plan les dépenses totales d'éducation par élève/étudiant et le PIB par habitant, on observe une relation clairement croissante entre les deux variables. Le coefficient de corrélation linéaire entre les deux séries est très proche de 1 (il vaut 0,94). Les pays les plus riches sont donc également ceux qui consacrent le plus de dépenses d'éducation par élève, sans que l'on puisse toutefois préjuger du sens de la causalité entre les deux variables.

Graphique 5

**Dépenses totales d'éducation par étudiant et PIB par habitant
(2001 en ppa\$)**



Source : OCDE, Regards sur l'éducation 2004

En France, tous niveaux confondus, la dépense moyenne par élève a augmenté de 2,3% par an, à prix constants, sur la période 1975-2002. Cette hausse est imputable au poids croissant de l'enseignement du second degré et du supérieur, de l'amélioration de l'encadrement dans le premier degré et de la revalorisation du statut des enseignants.

On peut se demander, alors, dans quelle mesure l'espérance de scolarisation, les dépenses en terme d'éducation et, de façon plus générale, la qualité de l'éducation peuvent avoir un impact sur la croissance française à moyen terme. Pour tenter de répondre à cette question, nous pouvons faire appel aux théories économiques de la croissance pour évaluer le rendement macroéconomique de l'éducation au sein des pays de l'OCDE.

II - Les effets de l'éducation sur la croissance : apport théorique

Les services éducatifs représentent une part importante du produit national en France et au sein des autres pays de l'OCDE (7% de la richesse produite dans les pays de l'OCDE). Il importe donc d'évaluer les bénéfices économiques qui découlent d'un complément d'instruction.

Le choix, dans ce type d'analyse, de la variable résumant le plus précisément la notion d'éducation devient crucial. Les économistes utilisent généralement le nombre moyen d'années d'études de la population⁵, qui semble plus à même de capter les résultats d'une politique d'éducation que les dépenses d'éducation par exemple.

Une littérature abondante, aussi bien microéconomique que macroéconomique, traite des rendements économiques de l'éducation. L'approche microéconomique des effets de l'éducation se centre sur l'impact des années d'études sur les revenus futurs des individus. Toutefois, l'estimation des rendements d'une année supplémentaire d'études peut être biaisée. Ces années d'études peuvent avoir une fonction de signal, biaisant donc les rendements correspondants vers le haut. Inversement, les rendements de l'éducation peuvent être sous-estimés, dans la mesure où différentes sortes d'externalités ne sont pas prises en compte : les externalités de capital humain entre les individus de la même génération, celles de génération à génération, et celles opérant par le biais du progrès technique. Une approche plus macroéconomique permet de prendre en compte ces externalités. Les modèles macroéconomiques classiques confortent-ils alors l'idée selon laquelle l'éducation joue un rôle primordial sur la croissance ?

La littérature macroéconomique sur les rendements de l'éducation part du modèle néoclassique de Solow à deux facteurs de production, le capital et le travail. On distingue deux courants. Certains auteurs se sont assez fortement démarqués de ce modèle néoclassique: il s'agit du courant de la croissance endogène. D'autres ont enrichi le modèle néoclassique pour prendre en compte le capital humain comme troisième facteur de production.

II.1 Elargissement du modèle néoclassique au capital humain

Le modèle néoclassique de croissance, dans sa version la plus simple, est dû à Robert Solow (1956). La production d'un bien utilise deux facteurs, le capital et le travail, et repose sur une fonction de production à rendements d'échelle constants⁶. Les rendements en chacun des deux facteurs sont décroissants. L'économie tend vers un sentier d'équilibre où le capital et la production par unité efficace de travail sont constants. La source de croissance est le progrès technique exogène. Ainsi, les comportements des agents, notamment les choix en matière d'éducation, n'ont pas d'incidence sur le rythme de croissance de la production à long terme. Augmenter les facteurs de production n'a pas d'effet de long terme sur la croissance.

Cette vision traditionnelle est mise en cause par les théories de la croissance endogène. L'apport principal de ces théories est qu'elles mettent en évidence une

⁵ Les années de redoublement ne sont bien sûr pas comptabilisées.

⁶ L'hypothèse de constance des rendements d'échelle vient du fait qu'en situation de rendements d'échelle croissants, il n'y a pas de système de prix compatible avec l'équilibre de concurrence parfaite, puisque le coût marginal est inférieur au coût moyen. Ainsi, la rémunération des facteurs à leur productivité marginale ferait plus qu'épuiser le produit. Ceci violerait l'équation d'Euler, selon laquelle, lorsque chaque facteur de production reçoit une rémunération égale à sa productivité marginale, la somme des

rémunérations épuise le produit : $Y = \frac{\partial Y}{\partial L} L + \frac{\partial Y}{\partial K} K = wL + rK$, avec Y la production, L le

facteur travail, K le facteur capital et w et r leur rémunération respective.

croissance positive à long-terme, même en l'absence de progrès technique exogène. Elles se fondent sur l'existence de rendements non décroissants pour un facteur de production accumulable, comme le capital physique ou le capital humain (encadré 1). Toutefois, de nombreuses études empiriques s'accordent à dire que les rendements du capital, aussi bien physique qu'humain, restent décroissants (voir en particulier Baumol, Maddison et Abramovitz, cités dans le Congressional Budget Office 1994).

Encadré 1 : Quelques approches alternatives au modèle néoclassique

L'approche de Nelson et Phelps (1966)

Nelson et Phelps (1966) émettent l'hypothèse selon laquelle l'éducation renforce la capacité d'un individu à innover (générer de nouvelles idées, de nouvelles technologies) et à adopter des technologies existantes, accélérant ainsi la diffusion des idées dans l'économie. Ils font dépendre le résidu de Solow (croissance de la technologie) de l'écart entre le niveau technologique du pays, $A(t)$ et le niveau théorique des connaissances, $T(t)$.

$$\frac{\dot{A}}{A} = c(H) \left[\frac{T(t) - A(t)}{A(t)} \right]$$

La vitesse à laquelle cet écart sera comblé dépend du niveau du capital humain, H . La croissance de la productivité totale des facteurs dépend donc du niveau du capital humain.

Des modèles de croissance endogènes ultérieurs définissent la croissance de A directement comme une fonction du capital humain (Romer (1990a) par exemple). Ainsi, la croissance de la production est fonction du niveau (stock) de capital humain. Ce type de modèle autorise une hausse ponctuelle du stock de capital humain à entraîner une augmentation durable du taux de croissance, dès lors que le niveau de capital humain dépasse un certain seuil.

Les études empiriques de Benhabib et Spiegel (1994) confirment les résultats théoriques des modèles de croissance endogène. Ils mettent en évidence un effet significatif du niveau du capital humain (mesuré par le nombre moyen d'années d'études parmi la population active au début de la période 1965-1985) sur le taux de croissance moyen du PIB par tête.

Les « nouvelles » théories de la croissance

Les « nouvelles » théories de la croissance, développées dans les années quatre-vingt-dix, cherchent à expliquer pourquoi les firmes *investissent* dans un savoir technologique et, plus particulièrement, dans la recherche et le développement. Elles montrent que l'innovation et l'adaptation technique donnent un pouvoir de monopole provisoire aux firmes. L'innovation, influencée par les politiques et l'environnement économique (politique de brevets, subventions à la R&D), devient le moteur de la croissance de la productivité. En outre, c'est le stock de capital humain qui conditionne l'aptitude d'un pays à innover et/ou à rattraper les pays plus développés.

Les externalités d'accumulation du capital font que les rendements d'échelle privés peuvent être décroissants, alors que les rendements sociaux peuvent être constants ou augmenter - du fait de l'apprentissage ("learning by doing") (Romer 1986) ou de la R&D (Romer 1990, Grossman et Helpman 1991, Aghion et Howitt, 1992). Lorsque le rendement du capital, « élargi » au capital humain, est constant, le taux de croissance de long terme dépend alors des décisions d'investissement, elles-mêmes influencées par des facteurs politiques et institutionnels.

Ainsi, selon ces nouvelles théories, les écarts de croissance entre les pays sont surtout dus aux différences de systèmes et politiques de R&D et entre les systèmes éducatifs, puisqu'ils conditionnent l'offre de travail qualifié susceptible d'engendrer du progrès technique. Progrès technique et éducation sont donc fortement complémentaires. Pour Aghion et Cohen (2004), ceci implique qu'une bonne politique de croissance passe à la fois par des subventions à la R&D, une politique adaptée des droits de propriété sur l'innovation, une amélioration de la qualité du système éducatif et une réduction des rigidités qui peuvent exister entre le côté offre et le côté demande du marché du travail qualifié.

L'approche de Lucas-Uzawa (1988)

Dans les articles de Lucas (1988) et Uzawa (1965), le capital humain joue le même rôle dans la production que le capital physique. Il génère toutefois des externalités du fait de l'interaction positive des individus dans un environnement à capital humain élevé. Les rendements en capital humain *privé* sont constants, mais les rendements en capital humain *social* sont croissants, sous l'effet de ces externalités.

La fonction de production part du modèle néoclassique et y intègre le capital humain privé h et les externalités sociales h_{ext} du capital humain. u représente le temps consacré au travail.

$$Y = AK^\alpha (uhL)^{1-\alpha} h_{ext}^\gamma$$

De plus, h est lié au temps $1-u$ consacré à l'accumulation du capital humain par l'équation d'accumulation du capital humain :

$$\dot{h} = \delta h(1-u)$$

Cette équation est linéaire et suppose que les rendements du capital humain h sont constants. Le taux de croissance de l'économie devient :

$$g = \delta(1-u)$$

La croissance de la production est alors principalement fonction de l'accumulation de capital humain. Ainsi, à long terme, la croissance ne peut être durable que si le capital humain croît sans limite.

Toutefois, rappelons que l'hypothèse de rendements constants pour le capital humain est difficile à admettre, et qu'elle est généralement réfutée par les estimations économétriques. L'approche de Lucas-Uzawa rend difficile l'interprétation de la notion de capital humain par rapport aux variables traditionnellement utilisées, comme le nombre d'années d'étude. Il faudrait dans ce cas réinterpréter le modèle en supposant que la qualité de l'enseignement peut s'améliorer avec le temps ou que les générations successives héritent du capital humain accumulé par leurs aînés.

Ceci a conduit certains auteurs, dont Mankiw, Romer et Weil (1992) à revenir à l'esprit général du modèle de Solow, mais en l'enrichissant d'un troisième facteur de production, le capital humain. Cet ajout augmente la part des revenus allouée au capital « élargi », ce qui ralentit l'effet des rendements décroissants. Il peut donc bien y avoir convergence vers un sentier de croissance équilibrée (conformément à de nombreuses études empiriques⁷ (CBO 1994)) mais celle-ci est plus lente que dans le modèle néoclassique de Solow. Rappelons tout de même que cette convergence n'est observable que pour les pays développés.

II.2 Le modèle néo-classique de Mankiw, Romer et Weil (1992)

L'article de Mankiw, Romer et Weil (1992) part de l'hypothèse que le capital humain n'est qu'un facteur ordinaire de la fonction de production et qu'accumuler des années d'études revient à démultiplier la force de travail, c'est à dire à augmenter l'efficacité productive à technologie constante. Cependant, les rendements des deux formes de capital ne sont pas supposés constants ou croissants.

⁷ Mankiw, Romer et Weil (1992) montrent que l'absence de convergence observée dans les études empiriques antérieures vient du fait que les sentiers de croissance de long terme diffèrent selon les pays. Les pays de l'OCDE ont des taux d'épargne et des taux de croissance de la population et du progrès technique similaires, mais lorsque l'on augmente le nombre de pays pris en compte pour inclure des pays en voie de développement, les trajectoires de croissance de long terme ne sont plus homogènes. Mankiw, Romer et Weil parlent donc « convergence conditionnelle » (conditionnelle aux taux d'épargne, au taux de croissance de la population et au progrès technique), et font remarquer que dans ce cas, les estimations confirment bien les prédictions du modèle néoclassique de croissance.

Les auteurs incorporent le capital humain dans la fonction de production agrégée de Solow, qui devient une fonction de production Cobb-Douglas à trois facteurs : le capital physique K, le travail L et le capital humain H. Le progrès technique A, neutre au sens de Harrod, reste exogène.

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A.L_t)^{1-\alpha-\beta} \quad \text{avec} \quad \alpha + \beta < 1$$

Mankiw, Romer et Weil, contrairement à Lucas, supposent que le capital humain se déprécie au même taux que le capital physique, que son évolution est déterminée par la même fonction d'accumulation⁸, et que le capital agrégé présente des rendements d'échelle décroissants. Ils montrent alors que, sur le sentier de croissance de long terme, le niveau du PIB par tête dépend du taux d'investissement en capital physique et humain (ou, de façon équivalente, du taux d'épargne et du niveau du capital humain à l'équilibre de long terme), du taux de croissance de la population et du progrès technique exogène. Sur le sentier de transition, la croissance du PIB par tête dépend de l'accumulation d'éducation pendant la même période. Le progrès technique reste exogène et, en l'absence de celui-ci, pour maintenir une croissance positive à long terme, il faut toujours augmenter le niveau d'éducation de la population.

Au niveau empirique, Mankiw, Romer et Weil mettent en évidence un effet significatif du taux de scolarisation des 12-17 ans sur le niveau du PIB par tête entre 1960 et 1985.

⁸ En d'autres termes,
$$\begin{pmatrix} \dot{k} = s_k y - (n + g + \delta)k \\ \dot{h} = s_h y - (n + g + \delta)h \end{pmatrix} \quad \text{avec} \quad k = K/AL, \quad h = H/AL \quad \text{et}$$

$y = Y/AL$ les quantités de capital physique, de capital humain et de production par unité efficace de travail, et s_k , s_h , n , g et δ respectivement la fraction du produit investie dans le capital physique et humain, le taux de croissance de la population et du progrès technique A et le taux de dépréciation du capital.

III - Estimation d'une équation de croissance sur 21 pays de l'OCDE

L'estimation macroéconomique d'une équation de croissance est au centre du débat sur les rendements de l'éducation. En effet, l'absence apparente, dans un certain nombre d'études, de corrélation positive entre la productivité et le nombre d'années d'études laissait perplexe les économistes. Benhabib et Spiegel (1994) ont avancé l'hypothèse que l'éducation n'était pas un facteur de production mais un déterminant de la productivité globale des facteurs. Pritchett (2001), lui, a soutenu que la pauvreté de l'environnement institutionnel, la faible qualité et l'offre trop élevée d'enseignement dans les pays en voie de développement sont à l'origine de cette absence de corrélation entre l'éducation et la croissance. Toutefois, cette critique n'est pas applicable aux pays de l'OCDE. Plus récemment, Krueger et Lindhal (2001) ont mis l'accent sur les problèmes de mesure du nombre d'années d'études.

Notre estimation donne une corrélation positive entre le nombre d'années d'études et le niveau de la productivité par tête. Le choix du modèle théorique spécifiant le lien (taux de croissance / taux de croissance ou taux de croissance / niveau) entre ces deux quantités est important. L'introduction, suivant Bassanini et Scarpetta (2001), d'une estimation sur données de panel à l'aide d'un modèle à corrections d'erreurs et d'une estimation « Pooled Mean Group » (PMG) permet d'affiner l'estimation empirique. Enfin, nous évoquons, avec toute la prudence nécessaire pour des séries temporelles couvrant 27 points, les problèmes de cointégration dans l'estimation de la fonction de production.

Nous effectuons ainsi une estimation empirique sur données de panel, qui porte sur 21 pays de l'OCDE⁹, sur données annuelles pour la période 1971-1998¹⁰. Nous estimons une équation de croissance fondée sur le modèle néoclassique de croissance décrit par Mankiw, Romer et Weil (1992).

III.1 Le modèle théorique sous-jacent

De nombreuses études empiriques mettent en évidence les rendements décroissants du capital physique et humain, ce qu'autorisent Mankiw, Romer et Weil. Leur modèle admet en outre une convergence entre les pays développés vers un sentier de croissance équilibré, mais plus lente que dans le modèle néoclassique de Solow (puisque le rendement du capital élargi au capital humain est plus élevé). Il semble donc pertinent de l'utiliser pour notre estimation empirique.

Nous retenons une fonction de production de type Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants avec trois facteurs de production, rémunérés à leur produit marginal :

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta (A(t)L(t))^{1-\alpha-\beta} \quad \text{avec } \alpha + \beta < 1 \quad (1)$$

avec Y , K , H , L respectivement la production, le capital physique, le capital humain et le travail, α et β les élasticités partielles de la production vis à vis des deux formes de capital, A le progrès technique neutre au sens de Harrod et t le temps.

⁹ France, Allemagne, Autriche, Belgique, Pays-Bas, Italie, Espagne, Portugal, Grèce, Irlande, Danemark, Finlande, Norvège, Suède, Suisse, Japon, Nouvelle-Zélande, Australie, Canada, Royaume Uni, Etats-Unis. Ces pays correspondent aux pays de l'OCDE fournissant des séries de données sur le capital humain.

¹⁰ Période couverte par la base de De la Fuente et Domenech (2000).

La population active croît au taux de croissance $n(t)$, variable avec le temps, et le progrès technique exogène A est supposé croître au taux constant g .

En divisant par la population active puis en exprimant la fonction de production en logarithmes, on obtient :

$$\ln y(t) = \alpha \ln k(t) + \beta \ln h(t) + (1 - \alpha - \beta)(\ln A(0) + gt) + \varepsilon_t \quad (2)$$

avec $y = \frac{Y}{L}$, $k = \frac{K}{L}$ et $h = \frac{H}{L}$.

Quels indicateurs macroéconomiques doit-on alors utiliser dans les estimations pour le capital humain et le capital physique?

III.1.1 La mesure du capital humain

Les modèles théoriques s'accordent à dire que le capital humain est lié aux efforts d'éducation consentis par un pays. Toutefois, la définition et, surtout, l'identification du meilleur indicateur macroéconomique pour le capital humain, restent controversés. Il est important de disposer d'un indicateur standard permettant une comparaison internationale rigoureuse. Dans la littérature économique, on approche généralement le capital humain par le nombre d'années d'études, les taux d'inscriptions à l'école et en université, ou encore les résultats obtenus à des tests internationaux d'aptitude.

Le nombre moyen d'années d'études d'une personne en âge de travailler (15-64 ans) est donc considéré comme une mesure pertinente du capital humain. Toutefois, les avis restent partagés sur la mesure exacte à privilégier : le nombre d'années d'études ou le logarithme du nombre d'années d'études. Suivant Bils et Klenow (2000), nous adoptons la spécification de Mincer (1974), fondée sur des estimations sur données microéconomiques pour 56 pays et selon laquelle le logarithme des revenus futurs est une fonction linéaire du nombre d'années d'études. A l'échelle macroéconomique, le logarithme du capital humain est supposé être une fonction linéaire du nombre d'années d'études¹¹. Cette spécification nous permettra de comparer nos estimations à celles des études microéconomiques des rendements de l'éducation.

Ainsi, $\ln h(t)$, le logarithme du stock de capital humain dans la fonction de production et r un coefficient de proportionnalité, s'écrit :

$$\ln h(t) = rS(t) \quad (3)$$

avec S le nombre moyen d'années d'études de la population en âge de travailler (15-64 ans). Le rendement microéconomique de l'éducation est généralement estimé entre 6% et 10% (voir encadré 2).

¹¹ Cette hypothèse pose le problème toujours délicat du passage de la microéconomie à la macroéconomie.

Encadré 2 : le modèle de Mincer (1974)

Le modèle microéconomique standard de capital humain introduit par Mincer en 1974 suppose que les salariés sont rémunérés à leur productivité marginale et que celle-ci augmente avec le capital humain accumulé. Le bénéfice net d'une année de scolarisation supplémentaire est alors estimé à partir de données de revenus d'individus dont le niveau d'éducation diffère.

Mincer estime le taux de rendement de S années d'études en posant une équation de la forme :

$$\ln Y_i = a + bS_i + cE_i - dE_i^2 + u$$

avec Y_i le revenu individuel, S_i le nombre d'années d'études, E_i l'expérience professionnelle (Mincer opte pour une forme quadratique pour représenter la décroissance des rendements des investissements postsecondaires en capital), et u un terme stochastique de facteurs non observables. On suppose en outre que les coûts d'une année supplémentaire d'éducation sont exclusivement composés de coûts d'opportunité, c'est à dire de gains auxquels l'individu renonce en allant à l'école. L'estimation du taux de rendement de l'éducation fait donc abstraction des coûts directs à la charge de l'individu (frais de scolarité, etc.).

Mincer montre que l'équation de gain semi-logarithmique qui résulte de ce modèle permet d'expliquer le revenu individuel à partir de l'éducation. Les estimations empiriques du rendement privé présentent généralement un écart type faible et se situent entre 6% et 10%, selon l'époque et le pays (Temple 2001).

Toutefois, cette méthode ne prend en particulier pas en compte le fait que les années d'études peuvent avoir une fonction de signal ainsi que les externalités du capital humain et l'effet positif de l'environnement parental sur la valeur économique du temps passé à l'école (effet de sélection). Les résultats obtenus doivent donc être interprétés avec prudence.

III.1.2 La mesure du capital physique

Il est difficile d'obtenir, pour les 21 pays de notre échantillon, des données de stock de capital physique complètes. De plus, utiliser directement le stock de capital physique dans la fonction de production peut entraîner des problèmes de multicollinéarité. Marcelo Soto (2002) analyse ces derniers en détail. Ainsi, dans de nombreuses études, le coefficient liant le nombre d'années d'études S à la productivité $\ln(y)$ n'est significatif qu'en éliminant le capital physique des estimations. Lorsque Krueger et Lindhal incluent le capital physique, le capital humain n'est plus significatif et le coefficient α estimé est trop élevé (0,8). Ceci peut refléter un problème de multicollinéarité entre le capital physique et le capital humain. Les auteurs doivent contraindre le coefficient α à 0,35 ⁽¹²⁾ pour obtenir des résultats satisfaisants. Soto trouve des résultats similaires avec la base de données de Cohen et Soto (2001).

Nous calculons donc des indicateurs de multicollinéarité introduits par Belsley, Kuh, Welsch (1980) pour évaluer la colinéarité entre le nombre d'années d'études S et les données de capital physique par tête fournies par l'OCDE. La variable S et la variable $\ln k(t)$ sont effectivement impliqués dans une relation affectée de multicollinéarité (indice de conditionnement maximal de 37,5) (voir annexe 1).

On peut tenter d'éliminer ce problème en remplaçant le capital physique par une fonction simple de l'investissement. Nous ne nous situons pas sur le sentier de croissance équilibrée de long terme, mais nous pouvons approcher cette fonction simple de l'investissement par celle que l'on trouverait sur ce sentier de croissance de

¹² α est, en théorie, la part de la rémunération du capital physique dans la valeur ajoutée.

long terme¹³. Posons i le taux d'investissement. $i = \text{Inv}/Y$. Sur le sentier de croissance équilibré de long terme, ce taux est constant. En posant $k = \frac{K}{L}$ le stock de capital physique par unité de travail, $y = \frac{Y}{L}$ la production par unité de travail et δ le taux de dépréciation du capital physique, on obtient alors, sur le sentier de croissance équilibré de long terme :

$$k^* = \left(\frac{iy}{n + g + \delta} \right) \quad (4)$$

Nous remplacerons, dans la fonction de production, le stock de capital physique par unité de travail, $k(t)$, par la fonction $\frac{i(t)y(t)}{n(t) + g + \delta}$. En remplaçant dans l'expression de la fonction de production par tête en logarithmes, la combinaison de (2), (3) et (4) donne :

$$\ln y(t) = \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \left(\frac{i(t)}{n(t) + g + \delta} \right) + \frac{\beta}{1-\alpha} rS(t) + \frac{1-\alpha-\beta}{1-\alpha} (\ln A(0) + gt) + \frac{\varepsilon_t}{1-\alpha} \quad (5)$$

Sur la période considérée (1971-1998), pour les pays de l'OCDE, on peut alors supposer, comme le font Mankiw, Romer et Weil (1992), que la constante $g + \delta$ est égale à 0,10 (¹⁴). La production dépend alors du taux d'investissement, du taux de croissance de la population active et du progrès technique et, enfin, du capital humain.

Les diagnostics de multicolinéarité effectués sur les variables $\ln y(t), S, t, \ln \left(\frac{i(t)}{n(t) + g + \delta} \right)$ témoignent d'une absence de multicolinéarité entre les variables explicatives dans l'équation de production pour les pays de l'OCDE (indice conditionnel maximal de 16,1).

III.1.3 L'équation de court terme finale

L'équation de production ci-dessus n'est une spécification valable pour l'analyse en panel que si tous les pays se situent en permanence sur la fonction de production ou si les écarts vis-à-vis de cet état sont indépendants et identiquement distribués. Or, à court terme, un pays donné peut s'écarter de cette fonction de production, par exemple, en raison des fluctuations du cycle de productivité. Or, l'hypothèse selon laquelle cette dynamique de court terme est identique pour l'ensemble des pays n'est pas acceptée par les données. Ainsi, nous suivons la méthode de Bassanini et

¹³ En ce sens, nous nous écartons de Caselli (2004), qui utilise la méthode de l'inventaire permanent (pour un ensemble de 93 pays). Notre approximation est toutefois pertinente pour l'ensemble plus réduit des pays de l'OCDE, qui sont déjà relativement proches de leur sentier de croissance équilibrée de long terme.

¹⁴ Le taux de croissance du progrès technique, g , est celui fixé par Mankiw, Romer et Weil (1992) pour les pays de l'OCDE (2%). Le taux δ de dépréciation du capital, 8%, correspond à celui choisi par Sylvain (2001) dans une étude portant sur le Japon, les Etats-Unis, la France, l'Allemagne, les Pays-Bas et le Royaume Uni (durée de vie de 12 ans).

Scarpetta (2001)¹⁵ et nous modélisons séparément, pays par pays, ces dynamiques de court terme.

Une forme à « correction d'erreur » permet de capter les différences dans les dynamiques de chaque pays. L'estimation de cette équation se fait en intégrant l'écart de la variable de productivité y à l'équation de production. La forme fonctionnelle de l'équation est, pour un pays j à une date t :

$$\Delta \ln y_{j,t} = -\phi \left[\ln y_{j,t-1} - \left[\theta_i \ln \left(\frac{i}{n+g+\delta} \right)_{j,t-1} + \theta_h r S_{j,t-1} + \theta_{trend}(t-1) + \sum_{j'=1}^{21} d_{j'} 1_{(pays_{j'})} \right] \right] \\ + \left(\sum_{j'=1}^{21} a_{j'} 1_{(pays_{j'})} \right) \Delta \ln y_{j,t-1} + \left(\sum_{j'=1}^{21} b_{j'} 1_{(pays_{j'})} \right) \Delta \ln \left(\frac{i}{n+g+\delta} \right)_{j,t} + \left(\sum_{j'=1}^{21} c_{j'} 1_{(pays_{j'})} \right) \Delta \ln h_{j,t}$$

$$\text{avec } \theta_i = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right), \theta_h = \left(\frac{\beta}{1-\alpha} \right), \theta_{trend} = \left(1 - \alpha - \frac{\beta}{1-\alpha} \right) g \quad (16) \quad (6)$$

Ainsi, nous partons de l'hypothèse que les fonctions de production sont identiques pour l'ensemble des pays concernés (à l'exception du terme $1 - \alpha - \frac{\beta}{1-\alpha} \ln A(0)$,

qui est représenté par une somme $\sum_{j'=1}^{21} d_{j'} 1_{(pays_{j'})}$ d'indicatrices pays). Cette hypothèse

est celle généralement retenue dans les études empiriques sur ce sujet. Elle est acceptable en première approximation dans la mesure où tous les pays appartiennent à l'OCDE et qu'ils présentent, sur la période considérée, des structures économiques relativement homogènes (importance des échanges commerciaux, accès à une technologie commune). Pour notre estimation sur données de panel, nous utilisons donc l'estimateur dit du « Pooled Mean Group » (PMG). Il permet des variations d'un pays à l'autre de la constante de moyen terme et des coefficients a_j , b_j et c_j , mais il impose l'homogénéité des paramètres θ à moyen terme.

L'analyse des résultats sous l'angle de la cointégration nous donnera un outil supplémentaire dans l'interprétation des résultats. L'hypothèse d'homogénéité de la fonction de production pour l'ensemble des pays de l'OCDE doit être prise avec prudence. Ainsi, l'analyse sur données de panel nous donnera une indication sur le comportement moyen des pays de l'OCDE, mais une analyse plus fine, pays par pays, ne pourra se faire sans estimer la fonction de production pour chaque pays considéré séparément.

III.1.4 Rendement de l'éducation

La littérature définit plusieurs taux de rendement de l'éducation.

- Le **taux de rendement privé** est relatif à un agent en particulier, qui arbitre entre les bénéfices associés à un degré de scolarité plus élevé et les coûts

¹⁵ Bassanini et Scarpetta autorisent des trends de moyen-terme ainsi que des forces de rappel différents par pays, alors qu'ici, tous les coefficients des termes en niveau sont identiques pour l'ensemble des pays.

¹⁶ Nous n'intégrons pas les retards du terme $\Delta \ln y_{j,t}$ pour ne pas multiplier le nombre de paramètres.

directs (frais de scolarité, etc.) et indirects (coût d'opportunité de l'année passée en dehors de la vie active) qu'implique l'acquisition de ce degré de scolarité. De nombreux économistes insistent sur l'hétérogénéité des rendements individuels de l'éducation.

- Le **taux de rendement social** sert de référence lorsqu'il s'agit de déterminer s'il est financièrement rentable, du point de vue de l'ensemble de la société, de favoriser l'accès à un niveau de scolarité donné. Ce taux de rendement social prend en compte les externalités positives associées à un niveau général d'éducation élevé. Il est donc a priori plus élevé que le taux de rendement privé de l'éducation.

Dans notre modèle, nous considérons le taux de rendement social de l'éducation, soit le coefficient $\theta_h r$. Nous pouvons alors comparer le taux de rendement social de l'éducation estimé à un taux seuil permettant a priori d'égaliser les coûts et bénéfices sociaux d'une année supplémentaire d'études. La méthode présentée dans l'encadré 3 donne un seuil de 4% pour la France, auquel nous pourrions comparer les résultats empiriques obtenus.

Encadré 3 : Calcul d'un « seuil » du taux de rendement social de l'éducation, ρ

Nous comparons les coûts et les bénéfices associés à une année supplémentaire d'études pour la moyenne de la population en âge de travailler dans un pays. Le taux ρ égalise la valeur actualisée des bénéfices d'une année d'études supplémentaires et les coûts (directs et indirects) associés.

Le coût direct d'une année d'études supplémentaires cumule l'ensemble des frais (frais de scolarité, salaires des professeurs) que représente cette année. Le coût indirect est le coût d'opportunité de cette année, soit la production non réalisée par les étudiants en question (ce coût d'opportunité ne concerne que les étudiants et élèves en âge de travailler). Enfin, la valeur actualisée des bénéfices de cette année d'études est égale à la production par tête prévue pour les années futures (qui croît au taux de croissance du progrès technique), multipliée par le taux de rendement social de l'éducation ρ , actualisée par un taux d'actualisation supposé constant.

En posant y la production annuelle par tête, cd le coût annuel total de l'éducation en % de PIB, g le taux de croissance du progrès technique, R un taux d'actualisation et en supposant qu'un individu travaille en moyenne 40 années après ses études, on a :

Coût direct + coût indirect = valeur actualisée des bénéfices futurs

$$y.cd + y = \sum_{i=1}^{40} \frac{y(1+g)^i \rho}{(1+R)^i}$$

Pour la France, en prenant $g = 2\%$ (Mankiw, Romer, Weil 1992), $R = 4\%$ (taux d'actualisation fixé par le Commissariat Général au Plan (2005)), et $cd = 7\%$, on obtient $\rho = 3,7\%$. Les taux d'actualisations donnés par le Plan pour quelques autres pays de l'OCDE sont relativement proches de celui de la France (3% pour l'Allemagne, ce qui correspond, toutes choses égales par ailleurs, à $\rho = 3,2\%$, ou 7% pour les Etats-Unis, ce qui correspond à la fourchette $3,2\% \leq \rho \leq 5,8\%$).

III.2 Les données empiriques

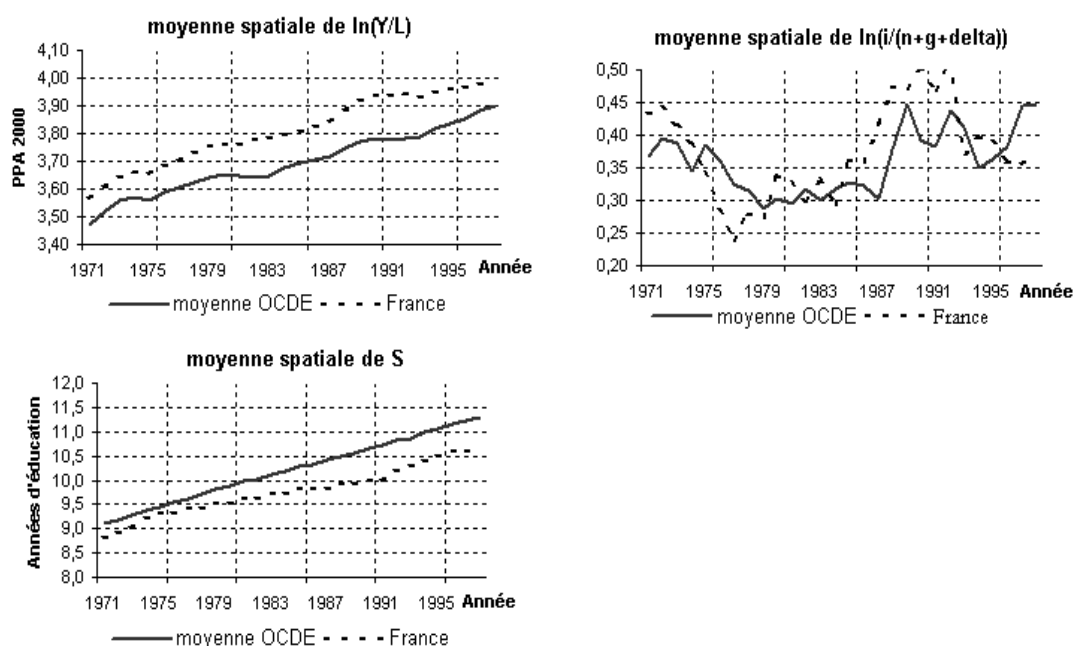
On dispose d'un panel de 21 pays de l'OCDE dont les données pour l'ensemble des variables utilisées sont disponibles en totalité sur la période 1971-1998. Ces données

sont issues des bases de données en ligne de l'OCDE (*OECD online education database 2004, OECD online economic outlook 2004*).

Le PIB est rapporté à la population active et est exprimé en parités de pouvoir d'achat (2000)¹⁷. Sur la période étudiée, le PIB par tête pour l'ensemble des pays considérés a augmenté de 1,7 % par an en moyenne. Le taux d'investissement i est la part de la formation brute de capital fixe en termes réels du secteur privé non résidentiel dans le PIB du secteur privé en termes réels. Sur la période d'estimation, le taux d'investissement a gagné 0,5 % en moyenne annuelle. Le taux de croissance n est celui de la population active.

Le choix de la base de données pour S , le niveau moyen d'années d'études de la population en âge de travailler (15-64) est délicat. Krueger et Lindhal (2001) suggèrent que l'absence de corrélation observée entre l'éducation est la croissance de la productivité découle des erreurs de mesure dans les bases utilisées. Bosca, de la Fuente et Domenech (1996) soulignent les différences importantes de mesures d'une base à une autre. Ils comparent deux bases de données généralement utilisées, celles de Barro et Lee (1993) et de Nehru, Swanson et Dubey (1995) et observent que le coefficient de corrélation entre les niveaux d'éducation moyens par pays dans les deux bases est de 0,81, soit une valeur assez faible. Nous choisissons, comme Bassanini et Scarpetta (2001), d'utiliser la base de données OCDE (*The sources of economic growth in OECD countries*, 2003), fondée sur la base de la Fuente et Domenech (2000) et sur les différents numéros de OCDE *Education at a Glance*, qui a l'avantage de présenter des données annuelles complètes pour 21 pays de l'OCDE sur une période relativement longue (1971-1998). Dans cette base, S a augmenté en moyenne de 0,85 an chaque année entre 1971 et 1998.

Graphiques 6



Sources : *OECD online education database 2004, OECD online economic outlook 2004, Bassanini, Scarpetta (2001)*

¹⁷ Puisque le nombre d'années d'études de la population en âge de travailler est (relativement) comparable entre les pays de l'OCDE, nous préférons utiliser les PIB ppa, qui sont eux aussi relativement comparables entre les pays de l'OCDE. Le taux d'investissement étant exprimé sous forme de ratio, l'équation de production reste homogène.

Encadré 4 : la base de données de De la Fuente et Domenech

De la Fuente et Domenech (2000) construisent leur base à partir de données de niveau d'éducation atteint, provenant aussi bien de publications internationales que de sources nationales. Ils classent ces niveaux en 6 catégories (illettré, primaire, secondaire inférieur, secondaire supérieur, premier cycle supérieur, second cycle supérieur). Ils font l'hypothèse que les individus ayant commencé un cycle le terminent, ce qui peut biaiser les chiffres vers le haut.

Puis ils estiment une série de nombre d'années d'études pour chaque pays, en fonction de la durée cumulée des différents cycles d'éducation. A titre d'exemple, pour la France, le niveau primaire représente 5 années cumulées d'éducation, le secondaire inférieur 9 années cumulées, le secondaire supérieur 12 années cumulées, le premier cycle du supérieur 14 années cumulées et le second cycle du supérieur 16 années d'études cumulées. Les redoublements ne sont donc, de fait, pas comptabilisés.

De la Fuente et Domenech comparent alors leurs séries à celles de Barro et Lee (1993). Elles sont relativement différentes (coefficient de corrélation de 0,83 entre les niveaux d'éducation moyens par pays dans les deux bases). La base de données de De la Fuente et Domenech semble toutefois conduire à des estimations plus satisfaisantes. Ainsi, le coefficient du capital humain dans une fonction de production agrégée reste positif, significatif et élevé dans toutes les spécifications considérées, alors que le coefficient de Barro et Lee n'est significatif qu'avec une spécification en niveaux et reste faible.

III.3 Les résultats de l'estimation

III.3.1 Principaux résultats empiriques obtenus dans la littérature

Un certain nombre d'études empiriques antérieures ont mis en évidence un effet positif significatif du capital humain sur le taux de croissance des économies. Les études empiriques de Barro et Sala-i-Martin (1994) et de Benhabib et Spiegel (1994) montrent un effet significatif du niveau du nombre de diplômés du secondaire et de l'enseignement supérieur sur le taux de croissance de la productivité. Toutefois, un grand nombre d'études se placent dans le cadre néoclassique de Mankiw, Romer et Weil (1992) et trouvent des effets positifs du niveau de capital humain sur le niveau de la production par unité de travail. Le tableau 2 résume les résultats de quelques papiers économiques adoptant cette démarche.

Tableau 2

Etude	Base de données	Capital humain	Echantillon	Méthode	α	$\theta_h r$
Mankiw, Romer, Weil (92)	UNESCO	Log(années d'études)	OCDE 60-85	MCO	0,38	0,23
Topel (99)	Barro Lee (93)	Nb années études	OCDE 60-90	MCO	Contraint à 0,35	0,06
Kruger Lindhal (01)	Barro Lee (93)	Nb années études	OCDE 60-90	MCO	Contraint à 0,35	0,09
De la Fuente Domenech (02)	De la Fuente Domenech (02)	Log(années d'études)	OCDE 60-95	MCO	0,49-0,52	0,12-0,27
Cohen Soto (01)	Cohen Soto (01)	Nb années études	OCDE 60-95	MCO GMM	0,32 0,29	0,09 0,10
Bassanini Scarpetta (01)	De la Fuente Domenech (00)	Nb années études	OCDE 71-98	MCO	0,20	0,33
Soto (02)	Cohen Soto (01) OCDE 60-90	Nb années études	OCDE 60-95	MCO	0,18	0,18
				GMM	0,45	0,07
				GMM2step	0,36	0,10

MCO : moindres carrés ordinaires, GMM : méthode des moments généralisés, GMM2Step : méthodes des moments généralisés en deux étapes.

III.3.2 Tests de racine unité et cointégration

L'équation de production nous donne une relation entre un ensemble de variables en niveau, qui peuvent donc être non-stationnaires. Dans ce cas de figure, si le problème de la cointégration n'est pas traité, les régressions peuvent être fallacieuses. Ainsi, les statistiques usuelles telles que le R^2 ne sont plus valables. On doit alors estimer directement une relation de cointégration et en vérifier la stationnarité. La littérature empirique sur le capital humain et la croissance laisse généralement de côté ces questions et peut donc être soumise à une critique de nature statistique.

Toutefois, le nombre réduit d'observations dont nous disposons (27 points entre 1971 et 1998) nous interdit de tirer des conclusions définitives sur les ordres d'intégration des variables considérées. En effet, les notions de cointégration sont des notions asymptotiques, qui ne deviennent testable en toute rigueur qu'à partir de 45 observations environ. Nous reportons en annexe les tests de racine unité et de rang des espaces de cointégration effectués sur notre échantillon plus réduit et nous nous contentons, dans le texte, de mentionner les résultats obtenus. Ils n'auront d'autre fonction que de nous éclairer un peu sur les précautions à prendre lors de l'interprétation des résultats.

Sur la période 1971-1998, les deux tests de racine unité utilisés (Dickey Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips Perron (PP), pour lesquels l'hypothèse nulle est la présence d'une racine unité, et le test KPSS, pour lequel l'hypothèse nulle est la stationnarité), semblent indiquer que les variables

$\ln y(t)$, $\ln\left(\frac{i(t)}{n(t)} + g + \delta\right)$ et S sont intégrées d'ordre 1.

Ainsi, l'équation de production liant ces variables doit être une relation de cointégration. L'estimation de la forme fonctionnelle à correction d'erreur par les méthodes traditionnelles (en particulier les moindres carrés ordinaires) ne devrait donc pas être fallacieuse.

Nous utilisons la méthode de Johansen (1988) pour évaluer, à titre indicatif, le rang de l'espace de cointégration formé par ces trois variables, pays par pays, et par les moyennes spatiales de ces variables¹⁸ (nous reportons en annexe 4 les détails de la méthode). Pour la plupart des pays et la moyenne spatiale des variables, l'espace de cointégration entre les trois variables, en incluant un trend et une constante, semble être de rang un. Ainsi, l'équation de production liant les variables en niveaux pourrait être effectivement une relation de cointégration. Lors de l'estimation, on devra s'assurer que le résidu correspondant est bien stationnaire.

III.3.3 Analyse sur données de panel

Une étude sur moyennes spatiales représente une perte importante d'information. Nous effectuons donc une analyse sur données de panel avec un estimateur PMG (« pooled-mean-group », une relation en niveaux commune), puis testons la stationnarité de la relation de cointégration aussi bien pour la moyenne spatiale des variables que pour chaque pays pris individuellement.

L'estimation économétrique de la spécification PMG donne, avec une estimation par moindres carrés ordinaires :

¹⁸ On prend les moyennes spatiales des variables $\ln y(t)$, $\ln\left(\frac{i(t)}{n(t)} + g + \delta\right)$ et S . Comme

l'équation de production les liant est linéaire, si cette équation est vérifiée pour chaque pays, elle doit aussi être vérifiée pour la moyenne spatiale.

$$\Delta \ln y_{j,t} = -0,05 \left[\ln y_{j,t-1} - \left(\frac{0,36}{n+g+\delta} \right)_{j,t-1} + 0,07 S_{j,t-1} + 0,003(t-1) + \sum_{j'=1}^{21} d_{j'} 1_{(pay_{j'})} \right] + \left(\sum_{j'=1}^{21} a_{j'} 1_{(pay_{j'})} \right) \Delta \ln y_{j,t-1} + \left(\sum_{j'=1}^{21} b_{j'} 1_{(pay_{j'})} \right) \Delta \ln \left(\frac{i}{n+g+\delta} \right)_{j,t} + \left(\sum_{j'=1}^{21} c_{j'} 1_{(pay_{j'})} \right) \Delta S_{j,t} \quad (7)$$

Nous ne reportons pas les estimations des coefficients pour les termes dynamiques et les constantes de moyen terme. Les statistiques de Student sont entre parenthèses.

Robustesse des résultats

Nous pouvons tester la robustesse des résultats en éliminant à tour de rôle un des pays de l'échantillon utilisé pour l'analyse sur données de panel. Les résultats sont satisfaisants : les coefficients estimés varient en effet très peu. Nous résumons en annexe 2 les résultats obtenus pour chacune de ces estimations.

Interprétation

Sous réserve que le terme à correction d'erreur soit bien stationnaire (ce que nous vérifions plus loin), on est assuré que le coefficient de rappel ϕ est significatif au seuil de 1%. A 0,05, il est plus faible que le coefficient obtenu par Bassanini et Scarpetta (2001), autour de 0,15.

Si les statistiques de Student associées suivent les lois standard, les coefficients pour les termes en niveaux de capital humain et de capital physique sont nettement significatifs. Certes, en toute rigueur, dans ce type d'équation à correction d'erreur, les statistiques de Student pour les variables en niveaux peuvent, dans certains cas, suivre une loi non standard, nécessitant alors l'appel à des tables de lois adaptées pour conclure sans ambiguïté à la significativité des coefficients estimés associés aux variables entrant dans la relation de long terme. Pesaran et Shin (2002), en analysant ce problème de façon détaillée, ont établi des conditions théoriques assurant la normalité asymptotique de ces statistiques. Cependant ces conditions sont délicates à vérifier en pratique. D'un point de vue pragmatique, même si le caractère standard de la distribution des statistiques de Student ne peut être considéré comme assuré, plus leur valeur numérique est élevée, plus la significativité des coefficients associés est probable, au moins à un seuil de 1%. Or, les valeurs des T de Student observées ici suggèrent qu'il est assez vraisemblable qu'il en soit ainsi en tout état de cause.

- Un θ_i estimé à 0,36 donne une estimation de $\frac{0,36}{1+0,36} = 0,26$ pour α^{19} . Sous

hypothèse de distribution standard des statistiques de Student, θ_i n'est pas significativement différent de sa valeur théorique, 0,5, qui correspond à $\alpha=1/3$ (écart type de 0,10). Le résultat est donc satisfaisant.

¹⁹ Généralement, on considère que α correspond à la part de la rémunération du capital dans la valeur ajoutée. Toutefois, les estimations ne donnent pas nécessairement la valeur correspondante pour α , d'environ 1/3. Cette différence peut avoir plusieurs explications :

Le rendement du stock de capital devrait correspondre non pas au stock de capital « brut », mais à la somme des différents types de capital, pondérée par le rendement de chaque type de capital.

α peut être différent de 1/3 puisque le chiffre 1/3 ne correspond qu'au rendement privé du capital, et ne prend pas en compte les externalités que ce dernier peut avoir.

- $\theta_h r = 7\%$ correspond au rendement macroéconomique du nombre moyen d'années d'études de la population en âge de travailler. Sa valeur est cohérente avec les données trouvées pour le rendement microéconomique de l'éducation, entre 6% et 10% (voir Cohen Soto 2001) ainsi que celles trouvées pour le rendement macroéconomique de l'éducation²⁰. Sa valeur reste évidemment à interpréter avec prudence. D'une part, on précise que cet impact apparent du nombre d'années d'études ne peut être traduit en impact positif des dépenses d'éducation quelle que soit leur affectation. D'autre part, cet ordre de grandeur est au mieux valable à la marge. Il ne signifie pas qu'un allongement de la durée des études au-delà d'un âge bien supérieur à la moyenne des pays de l'OCDE soit profitable.
- $\theta_{trend} = 0,003$. Si la statistique de Student associée suit une loi standard, la valeur estimée de ce coefficient n'est pas significative aux seuils habituels (P-value = 30%). Si, toutefois, à titre purement indicatif, on retient cette valeur de 0,003 pour θ_{trend} , que l'on suppose que le taux de croissance du progrès technique, g , est constant sur la période, est égal à 0,02 (source : MRW 1992), en inversant la relation $\left(1 - \alpha - \frac{\beta}{1 - \alpha}\right)g = \theta_{trend}$, on obtient $\beta \cong 0,6$. Le rendement du capital augmenté serait alors estimé à $\alpha + \beta \cong 0,2 + 0,6 = 0,8$. Les rendements correspondants sont bien décroissants, mais les rendements du capital élargi sont élevés, ce qui semble concorder avec la vitesse de convergence relativement lente vers le sentier de long terme observé dans les pays développés (voir supra). Toutefois, ce calcul est évidemment fragile, puisque purement numérique.

Tests de cointégration

La méthode d'estimation PMG nous a fourni une relation en niveaux entre les variables $\ln y(t)$, $\ln\left(\frac{i(t)}{n(t) + g + \delta}\right)$, S et le trend. Nous devons vérifier que cette relation est bien une relation de cointégration, c'est à dire que le vecteur de cointégration est bien stationnaire, pour la moyenne spatiale des variables ainsi que pour chacun des 21 pays.

Nous effectuons donc des tests de racine unité (Dickey-Fuller augmenté et Phillips Perron) sur les vecteurs :

$$\left[\ln y_j(t) - \left(0,36 \ln\left(\frac{i(t)}{n(t) + g + \delta}\right) + 0,07S(t) + 0,003t + d_j\right) \right].$$

Le tableau 3 donne les résultats correspondants.

²⁰ La valeur obtenue est numériquement supérieure au seuil $\rho = 4\%$ obtenu dans l'encadré 3. Rappelons toutefois que ce seuil concerne plus particulièrement la France. On ne peut donc pas conclure pour l'ensemble des pays de l'échantillon à cet égard.

Tableau 3

Pays	Test ADF	Test Phillips Perron	Résultat
Moyennes spatiales	-2,59	-2,74*	stationnaire au seuil 10-11%
Australie	-2,98**	-3,07**	stationnaire
Autriche	-2,85*	-3,59**	stationnaire
Belgique	-5,26**	-4,92***	stationnaire
Canada	-1,81	-1,50	I(1)
Danemark	-2,05	-2,13	I(1)
Finlande	-0,83	-1,42	I(1)
France	-2,99**	-3,04**	stationnaire
Allemagne	-3,08**	-3,60**	stationnaire
Grèce	-1,68	-2,64*	I(1)
Irlande	-0,35	-0,19	I(1)
Italie	-3,03**	-3,20**	stationnaire
Japon	-2,67*	-3,62**	stationnaire
Pays-Bas	-1,46	-1,70	I(1)
Nouvelle-Zélande	-1,47	-0,79	I(1)
Norvège	-1,26	-1,30	I(1)
Portugal	-2,09	-2,36	I(1)
Espagne	-2,36	-2,80*	I(1)
Suède	-3,83***	-2,90*	stationnaire
Suisse	-1,68	-1,78	I(1)
Royaume-Uni	-3,72***	-2,75*	stationnaire
Etats-Unis	-1,89	-1,84	I(1)

*Lecture : les valeurs critiques à 1%, 5% et 10% sont respectivement de -3,71, -2,98, -2,63 pour le test ADF et de -3,69, -2,97 et -2,62 pour le test de Phillips-Perron. ***, **, * indiquent respectivement le rejet de l'hypothèse de racine unité à l'ordre 1%, 5% et 10%.*

Nous effectuons des tests de racine unité sur les différences premières pour vérifier que l'ordre d'intégration ne dépasse pas 1.

Le nombre limité de points à notre disposition nous empêche de conclure avec certitude, pour un pays donné, en faveur ou non de la stationnarité du vecteur considéré. L'équation de production estimée ne semble pas toujours donner des informations véritablement fiables pour un pays en particulier. Or, l'hypothèse selon laquelle tous les pays ont la même fonction de production peut être effectivement remise en question. Nous nous pencherons, dans la dernière partie de cette étude, plus particulièrement sur le cas de la France, ce qui permettra de dépasser l'hypothèse qui pèse ici sur les résultats par pays.

Cependant, pour fragiles qu'ils soient, les résultats de ces tests suggèrent que l'équation de production estimée peut permettre d'approcher relativement correctement l'équation de production pour les pays de l'OCDE en moyenne. Ceci constitue une justification a posteriori des interprétations données plus haut pour la moyenne des pays.

III.3.4 Problème d'endogénéité du capital humain

Notons que ce type de régression peut se heurter au problème de l'endogénéité des variables de capital physique et de capital humain. Nous considérons plus particulièrement le problème du rendement du capital humain. Un pays ayant une productivité par tête élevée aura des dépenses d'éducation élevées et le nombre moyen d'années d'études de la population en âge de travailler sera donc plus élevé. Le rendement macroéconomique du capital humain peut donc être biaisé vers le haut.

Pour résoudre ce problème, on peut rechercher des instruments pour la variable de capital humain. Nous pouvons, comme le font Cohen Soto (2001), supposer que le niveau de capital humain en début de période est exogène par rapport à la productivité et que l'accroissement du capital humain au cours de la période dépend, lui, de l'accroissement de la productivité du pays en question. Ainsi, compte tenu de son profil très régulier, le nombre moyen d'années d'études de la population en âge de travailler, c'est-à-dire la variable S , peut être instrumentée par la somme de la valeur initiale de S en 1971 et d'un trend linéaire exogène (voir le graphique 6). L'hypothèse d'exogénéité est forte et l'apport de l'instrument est sans doute relativement faible.

La régression sur les 21 pays de l'OCDE donne alors les résultats suivants :

$$\begin{aligned} \Delta \ln y_{j,t} = & -0,05 \left[\ln y_{j,t-1} - (0,36 \ln \left(\frac{i}{n+g+\delta} \right)_{j,t-1} + 0,07 s_0 + 0,01(t-1) + \sum_{j'=1}^{21} \hat{d}_{j',1} 1_{(pays_{j'})}) \right] \\ & + \left(\sum_{j'=1}^{21} \hat{a}_{j',1} 1_{(pays_{j'})} \right) \Delta \ln y_{j,t-1} + \left(\sum_{j'=1}^{21} \hat{b}_{j',1} 1_{(pays_{j'})} \right) \Delta \ln \left(\frac{i}{n+g+\delta} \right)_{j,t} + \left(\sum_{j'=1}^{21} \hat{c}_{j',1} 1_{(pays_{j'})} \right) \Delta S_{j,t} \end{aligned} \quad (8)$$

Le coefficient de rappel ϕ reste faible mais est significatif au seuil de 1% sous hypothèse de distribution standard de la statistique de Student associée (voir discussion supra). Les coefficients de l'équation de production de moyen terme sont très stables (à l'exception bien sûr du coefficient relatif au trend temporel, qui capte à présent l'effet du capital humain en plus de la tendance du progrès technique). Les résultats des tests de racine unité sont eux aussi très similaires. L'endogénéité du capital humain, sous ces hypothèses, ne semble donc pas affecter la valeur des coefficients trouvés.

III.4 Cas de la France

III.4.1 Estimation de l'équation

Nous avons insisté plus haut sur la nécessité, pour obtenir des coefficients fiables pour un pays donné, d'effectuer une estimation pour ce seul pays. Nous estimons donc une équation de production sur données françaises.

Or les tests de Belsley, Kuh et Welsch effectués sur données françaises témoignent de l'existence de multicolinéarité entre les variables S , t et la constante. Pour éliminer une des sources de cette colinéarité, nous contraignons le coefficient relatif au trend temporel.

Afin de s'approcher au maximum de la valeur caractéristique de la France, nous contraignons le coefficient à être égal à celui trouvé pour une estimation sur un ensemble réduit de pays relativement proches de la France, pour lequel il n'y a pas de multicolinéarité. Nous effectuons une estimation sur les dix pays suivants : France, Belgique, Pays-Bas, Allemagne, Autriche, Italie, Espagne, Norvège, Suède et Finlande²¹. La contrainte permet d'éliminer la multicolinéarité pour l'estimation sur données françaises (voir annexe).

L'estimation économétrique donne :

²¹ Le coefficient relatif au trend temporel y est très significatif.

$$\Delta \ln y_t = -0,38 \left[\ln y_{t-1} - (0,42 \ln \left(\frac{i}{n+g+\delta} \right)_{t-1} + 0,106 S_{t-1} + 0,005(t-1) + 2,50) \right] + 0,13 \Delta \ln \left(\frac{i}{n+g+\delta} \right)_t - 0,06 \Delta S_t - 0,11 \Delta \ln S_{t-1} \quad (9)$$

(3,57) (4,80) (7,52) c (18,28)

(2,53) (-1,86) (-2,77)

Les termes retardés de $\Delta \ln y_t$ ne sont pas significatifs.

$R^2=0,63$, $DW=1,76$, $\text{Root MSE}=0,009$.

Les tests de racine unité réalisés sur le vecteur $\left[\ln y_{t-1} - (0,42 \ln \left(\frac{i}{n+g+\delta} \right)_{t-1} + 0,106 S_{t-1} + 0,005 t + 2,50) \right]$ tendent à indiquer que l'équation de production est bien stationnaire. Le résidu de l'équation complète de court terme est lui aussi stationnaire.

Tableau 4

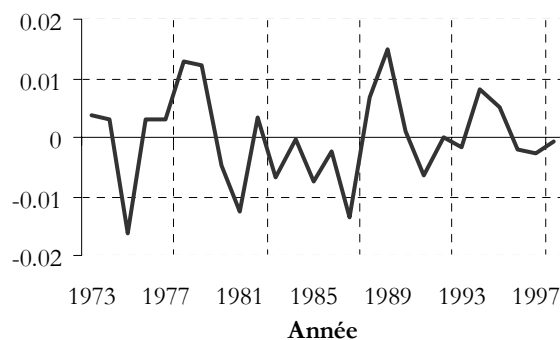
Variable	Test ADF	Test Phillips Perron	Résultat
Résidu de l'équation de production	-3,14**	-3,23**	stationnaire
Résidu de la forme à correction d'erreur	-3,97***	-4,31***	stationnaire

Lecture : les valeurs critiques à 1%, 5% et 10% sont respectivement de -3,71, -2,98, -2,63 pour le test ADF et de -3,69, -2,97 et -2,62 pour le test de Phillips-Perron. ***, **, * indiquent respectivement le rejet de l'hypothèse de racine unité à l'ordre 1%, 5% et 10%.

Les résultats sont relativement robustes à la contrainte choisie pour le coefficient relatif au trend temporel. Un balayage des valeurs proches du coefficient 0,005 change légèrement la valeur du coefficient relatif aux nombres d'années d'études S , mais le diagnostic qualitatif (voir infra) n'est pas modifié.

Graphique 7

Résidu de la forme à correction d'erreur



III.4.2 Interprétation

- Ce qui a été dit plus haut sur les lois suivies par les statistiques de Student des coefficients estimés associés aux variables en niveau demeure valable ici. Il faut donc garder à l'esprit que les seuils habituellement associés à la significativité de ces statistiques peuvent être inadaptés si les T de Student suivent des lois non standard. Il semble néanmoins que l'élasticité de la productivité par tête vis-à-vis du capital physique estimée pour la France ne diffère pas significativement de celle évaluée pour la moyenne des pays de l'OCDE.
- Les résultats suggèrent au contraire que l'élasticité de la productivité vis à vis du capital humain est statistiquement supérieure en France (0,11 avec un écart type de 0,01) que pour la moyenne des pays de l'OCDE (0,07 avec un écart type de 0,02). Selon le modèle, une augmentation d'une année d'études en moyenne pour la population en âge de travailler ferait augmenter la productivité de 11% en France, alors qu'elle ne ferait croître la productivité de la moyenne des pays de l'OCDE que de 7%. Encore une fois, l'existence éventuelle de problèmes d'endogénéité, pouvant biaiser l'estimation, nous incite à interpréter ces résultats avec prudence. On réinsiste également sur le fait qu'il s'agit d'un effet qui est au mieux valable à la marge, et qui ne peut être directement généralisé à tout type de hausse des dépenses d'éducation. Il suggère néanmoins que la marge de manœuvre de la France en termes de rendement social de l'éducation pourrait être plus élevée que dans la moyenne des pays de l'OCDE.
- La valeur estimée du rendement social de l'éducation est donc supérieur au seuil de 4% calculé dans l'encadré 3. Ainsi, en France, l'éducation semble être rentable d'un point de vue social dans le sens où la valeur actualisée des bénéfices est supérieure aux coûts directs et indirects d'une année supplémentaire d'éducation.

III.4.3 Contributions dynamiques

L'étude des contributions dynamiques (graphique 8) des différents facteurs à la croissance de la production par tête en France entre 1980 et 1998 sur la base de cette équation donne les résultats suivants.

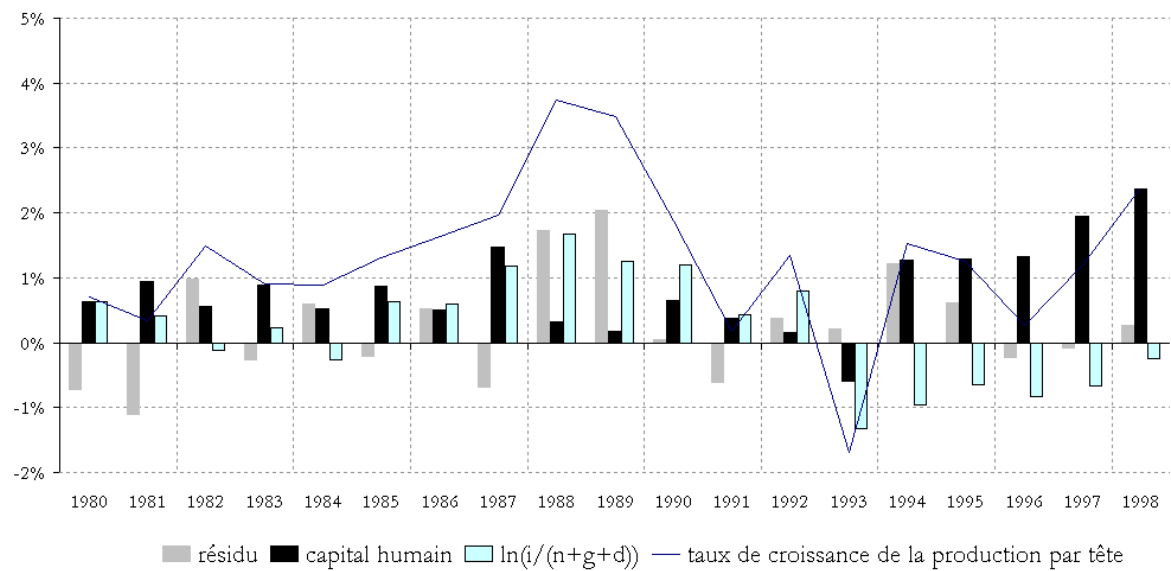
C'est en fin de période que la croissance du capital humain aurait le plus contribué à la croissance de la production par tête en France, du fait de la forte augmentation du nombre moyen d'années d'études de la population en âge de travailler (voir le graphique 6 de la partie III.2).

La contribution du terme $\ln(i/n + g + \delta)$ est négative pendant cette fin de période, en particulier à cause de l'augmentation du taux de croissance de la population active.

Les estimations ci-dessus permettent d'évaluer l'impact du nombre moyen d'années d'étude sur la croissance de la productivité. Toutefois, des écarts importants existent, au sein des différents systèmes éducatifs, entre les divers niveaux d'éducation, aussi bien en France que dans les autres pays de l'OCDE. La partie 4 fait le point sur ces écarts et la partie 5 tente d'incorporer des données plus fines dans la régression économétrique dans le cas de France.

Graphique 8

Contribution à la croissance de la production par tête



IV - Des contrastes entre les différents niveaux d'éducation en France et dans l'OCDE.

IV.1 Des dépenses d'éducation contrastées selon les niveaux d'éducation

D'après les données du ministère de l'Education Nationale (MEN-DEP), en France, tous niveaux d'enseignement confondus, la dépense par élève, à prix constant, s'est accrue au rythme annuel moyen de 2,3% entre 1975 et 2003. Cependant, selon les niveaux, les dépenses par élève ont eu des évolutions très contrastées. La plus forte hausse de la dépense par tête concerne l'enseignement du premier degré (+95,3% en euros constants de 1975 à 2003). Sur la même période, un élève du secondaire a vu son coût éducatif annuel valorisé de 73,9% tandis que la dépense par étudiant dans l'enseignement supérieur n'a augmenté que de 22,4%. On constate donc une déformation dans le temps des rapports entre les différents coûts de l'enseignement.

Tableau 5 : Evolution de la dépense annuelle par élève selon le niveau d'enseignement*

France, 1975-2003 (en euros constants 2003)			
	Primaire	Secondaire	Supérieur
1975	2 320	4 720	6 840
2003	4 530	8 210	8 370
Evolution 1975-2003	+ 95%	+ 74%	+ 22%

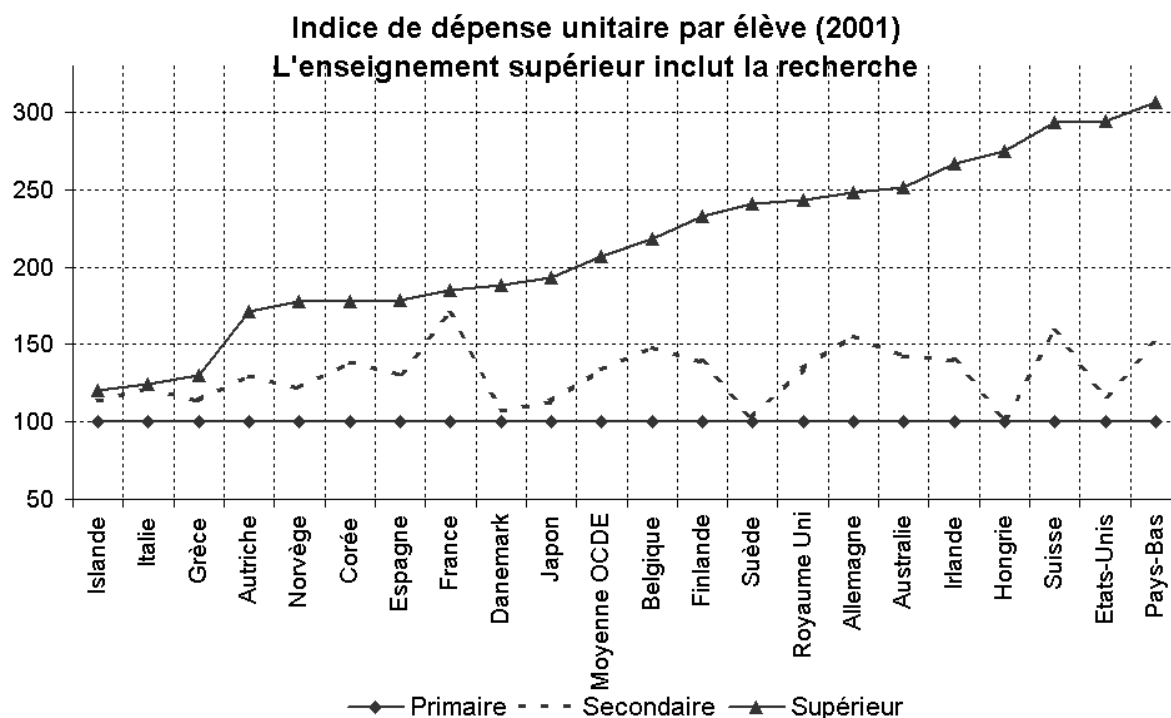
(*) *Dépenses intérieures d'éducation, hors formation continue et dépenses de type extra-scolaire. Depuis 1999, la série du second degré inclut l'apprentissage, tandis que les dépenses des ménages et les charges sociales rattachées sont revalorisées.*

Source : MEN-DEP 2004, L'état de l'Ecole.

Avec les données telles qu'elles sont données au niveau international par l'OCDE, on remarque que, tous niveaux d'enseignement confondus, la France se situe actuellement dans une position intermédiaire au sein des pays développés en termes de dépenses totales d'éducation (en % du PIB). On observe toutefois des écarts importants de coûts par élève selon les niveaux, et la France apparaît comme un pays atypique de l'OCDE. Dans leur rapport pour le Conseil d'Analyse Economique [2004], Philippe Aghion et Elie Cohen constatent que, si la dépense par élève en France est proche de la moyenne des pays de l'OCDE pour le primaire, ce pays dépense relativement plus en ce qui concerne le second degré (coût par élève supérieur de 30% à la moyenne de l'OCDE) et beaucoup moins pour le supérieur (coût par étudiant inférieur de 18% à la moyenne de l'OCDE).

En France, le rapport du coût moyen d'un élève du secondaire par rapport au primaire a légèrement diminué sur les 30 dernières années mais il reste toujours élevé (de 2,04 en 1975, il passe à 1,70 en 2001). A contrario, le rapport de dépense entre un étudiant du supérieur et un élève du secondaire est beaucoup plus faible et il a diminué sur la période (1,45 en 1975 contre 1,09 en 2001). En comparaison internationale, on peut représenter les indices de dépense par élève selon le niveau d'enseignement (base 100 pour le primaire) :

Graphique 9

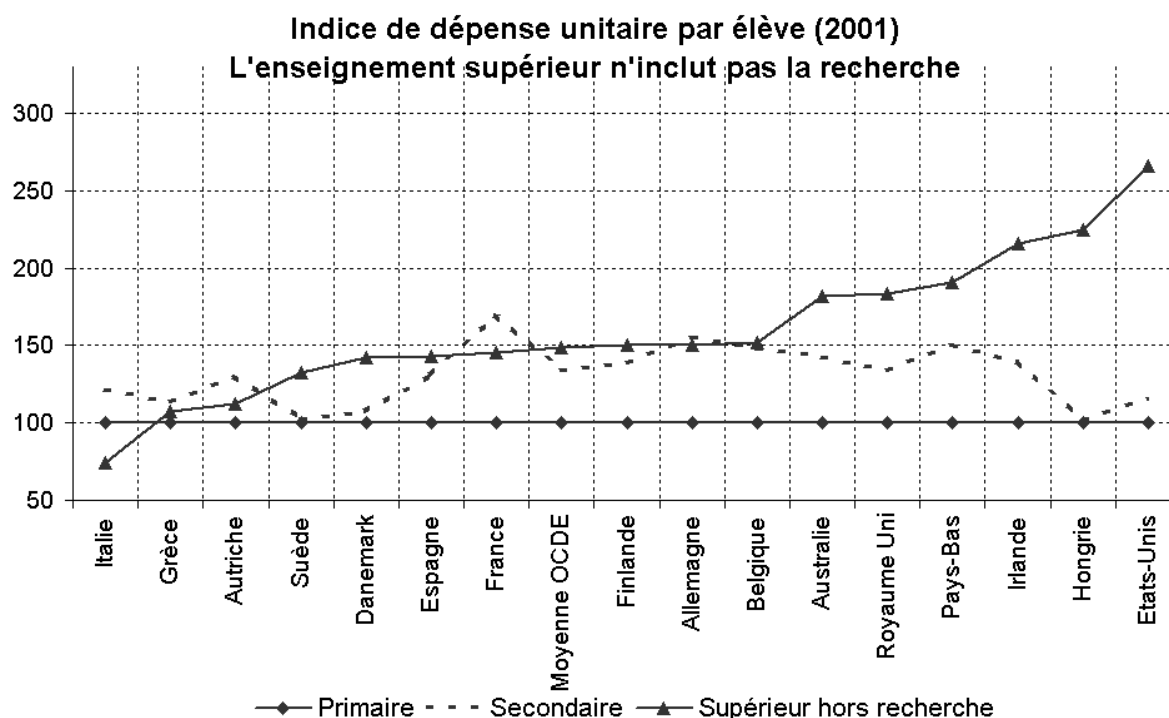


Source : MEN-DPD.

Pour tous les pays considérés, la dépense par élève dans l'enseignement primaire est inférieure à celle dans l'enseignement secondaire, qui est elle-même inférieure à celle dans le supérieur. Cependant, cette hiérarchie est plus ou moins marquée pour les différents pays. C'est en France que le ratio de dépenses par étudiant dans le supérieur sur les dépenses par élève dans le secondaire est le plus faible, à 1,1. En Suède, ce ratio atteint 2,3. Les Etats-Unis, les Pays-bas et l'Irlande consacrent une dépense par étudiant de deux et demi à trois fois supérieure à celle affectée à un élève du primaire. Ces résultats confirment encore la très nette priorité donnée au secondaire en France. Toutefois, les écarts importants entre pays des durées relatives moyennes des études supérieures relativisent le classement obtenu à partir des dépenses annuelles par élève. Ainsi, la France est seizième sur dix-huit pour la dépense moyenne annuelle par étudiant, alors qu'elle se rapproche de la moyenne de l'OCDE pour la dépense cumulée par étudiant.

Toutefois, il est nécessaire de nuancer les interprétations faites à partir de ces données. Ainsi, comme l'explique C. Ragoucy (2002), la dépense moyenne par étudiant est relativement sous-estimée pour la France, puisque l'activité de recherche qui y est incluse est faible (16% des dépenses dans le supérieur sont constituées par des dépenses de recherche). En effet, il y a en France une séparation juridique du CNRS et de l'INSERM d'avec les établissements d'enseignement, alors que 80% de la recherche du CNRS est effectuée dans les universités. A l'inverse, en Suède, la dépense moyenne par étudiant est relativement surestimée, puisque 48% des dépenses par étudiant du supérieur sont des dépenses de recherche. Si l'on considère alors l'indicateur, certes un peu artificiel, des dépenses moyennes par étudiant dans l'enseignement supérieur hors recherche, la France diminue son écart avec le haut de la distribution (Etats-Unis, Suède, Pays-Bas).

Graphique 10



On constate malgré tout un certain atypisme français en matière d'enseignement supérieur. Comment peut-on l'expliquer? Est-ce parce que la France a donné la priorité aux investissements dans le secondaire? Ou doit-on nuancer cette interprétation? On observe en effet une hausse des dépenses dans le supérieur, mais la hausse plus importante des effectifs du supérieur absorbe en partie la hausse potentielle des dépenses par étudiant.

IV.2 L'enseignement supérieur : des dépenses relativement faibles

Dans leur rapport pour le Conseil d'Analyse Economique [2004], P. Aghion et E. Cohen montrent qu'à mesure qu'un pays se rapproche de la frontière technologique, les politiques les plus favorables à la croissance changent. Ainsi, très loin de la frontière, le potentiel d'imitation d'un pays est très élevé par rapport à son potentiel d'innovation. Le pays devrait donc adopter ce que les auteurs appellent des institutions (ou politiques) d'imitation et l'investissement dans l'éducation supérieur n'est pas une priorité. Près de la frontière technologique, en revanche, c'est l'innovation qui serait la plus efficace, et l'enseignement supérieur deviendrait primordial. Ainsi, selon Aghion et Cohen, en France, en particulier dans un contexte de nouvelle vague technologique associée à l'émergence des nouvelles technologies de l'information et de la communication (NTIC), l'investissement dans l'enseignement supérieur serait plus efficace que celui dans l'enseignement secondaire.

Or le pourcentage des dépenses allouées au supérieur en 2000 est faible en France (41%), comparé à la moyenne des pays de l'OCDE, à 48%. La France semble donc investir relativement peu dans le supérieur, et plus particulièrement dans le secteur universitaire²².

²² Rappelons toutefois, comme en 1.2.4., que les résultats des comparaisons internationales en matière d'éducation doivent être interprétés avec prudence.

Tableau 6 : Dépenses par niveau d'éducation en France en 2002

Année 2002	Effectifs (milliers)	Dépense par élève (milliers d'euros)	Dépenses globales (milliards d'euros)
Enseignement préélémentaire	2462,2	4,2	10,2
Enseignement élémentaire	3748,1	4,5	16,8
Second degré, premier cycle	3169,0	7,1	22,5
Second degré, second cycle général	1049,3	8,4	8,8
Second degré, second cycle technologique	446,1	10,6	4,7
Second degré, second cycle professionnel	751,4	9,9	7,4
STS-CPGE	288,7	11,5	3,3
Universités (hors IUT et ingénieurs)	1225,9	6,8	8,4
IUT	117,5	9,1	1,1
Formation d'ingénieurs	31,5	11,9	0,4

Source : *Repères et références statistiques 2004, MEN-DPD.*

IUT : Institut universitaire de technologie, STS : Sections de techniciens supérieurs, IUFM : Institut universitaire de formation des maîtres, CPGE : Classes préparatoires aux grandes écoles.

Les effectifs dans les universités sont très importants, en 2002, en France. Toutefois, les dépenses par élève y sont particulièrement faibles (6,84 mille euros), comparées à celles dans le second cycle, ainsi que dans les formations plus techniques comme les sections de techniciens supérieurs et les formations d'ingénieurs.

La faiblesse des dépenses par étudiant s'est accentuée, comme nous allons le voir, par une double évolution dans la politique de l'éducation : augmentation des investissements dans le supérieur, absorbée par l'expansion massive du nombre des étudiants y accédant.

IV.2.1 Un accroissement important du nombre d'étudiants entre 1975 et 1995

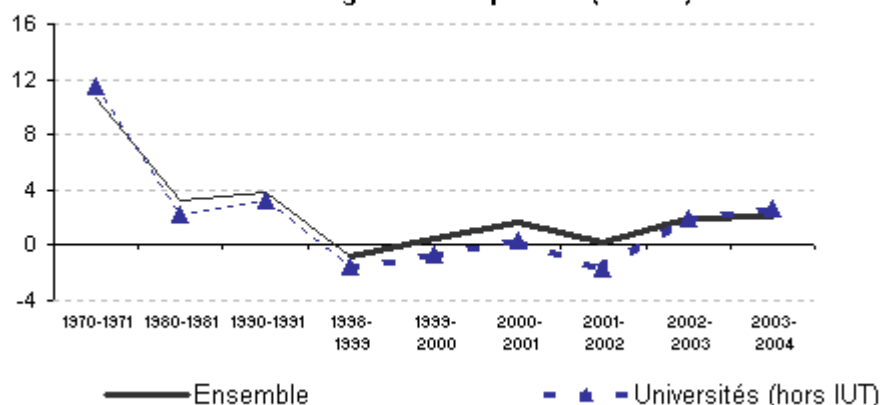
Jusqu'au milieu des années quatre-vingt-dix, l'enseignement supérieur en France a connu une importante massification et, avec elle, une certaine démocratisation, suivant l'objectif « 80% d'une classe d'âge au bac ». La forte croissance du nombre de bacheliers (220 000 en 1980, 483 000 en 1995 et 500 000 en 2003) s'est traduite, au début des années quatre-vingt-dix, par un afflux massif d'étudiants vers l'enseignement supérieur. Entre 1985 et 1995, le nombre d'étudiants a progressé de près de 660 000, soit une croissance de 58% en dix ans. Ce phénomène ne s'est pas limité à la France. Au sein de l'Union Européenne, le nombre d'étudiants a, en moyenne, plus que doublé pendant les 25 dernières années.

Ce nombre a cependant reculé de 52 000 de 1995 à 1998. Malgré une lente progression entre les années 1998 et 2001, le mouvement de massification semble être achevé. Ce retournement n'est pas, non plus, propre à la France. Il est lié au recul démographique (plus modéré en France qu'en Allemagne ou en Italie), qui se traduit par un arrêt de la croissance continue des populations d'âge scolaire.

La rentrée 2003 a toutefois connu une nouvelle hausse des effectifs dans le supérieur (+2,1%), qui s'explique d'une part par une offre de formations plus diversifiée, en particulier dans les filières de la santé, d'autre part par une conjoncture économique défavorable, qui pousse les étudiants à poursuivre leurs études et, enfin, par l'afflux d'étudiants étrangers, chaque année plus nombreux depuis 1998 et dont la progression s'est accélérée entre la rentrée 2001 et la rentrée 2003 (+11,7% en croissance annuelle).

Graphique 11

Evolution annuelle moyenne, en %, des étudiants inscrits dans l'enseignement supérieur (France)



Source : Repères et références statistiques 2004, MEN-DEP.

IV.2.2 Les étudiants s'orientent plutôt vers des filières « professionnalisées »

On peut se demander, au-delà des effets quantitatifs de cette période de massification, si, qualitativement, il n'y aurait pas inadéquation partielle entre les différents débouchés et les profils des nouveaux bacheliers et si des déséquilibres entre filières ne seraient pas apparus. Ainsi l'évolution sur les dix dernières années n'a pas été la même pour les différentes filières de l'enseignement supérieur.

En France, cinq voies principales d'entrée dans le supérieur s'offrent aux bacheliers. Les universités (DEUG), les instituts universitaires de technologie (IUT)²³, les sections de techniciens supérieurs (STS), les classes préparatoires aux grandes écoles (CPGE) et les formations paramédicales. Cet éventail de choix présente des caractéristiques très différentes. Seules les filières universitaires, à vocations d'études longues, sont libres d'accès. Les autres sont des filières courtes à finalité professionnelle marquée (les CPGE mises à part) et soumises à la sélection à l'entrée. Or, le bond des effectifs dans l'enseignement supérieur français a été très contrasté selon les filières.

Tableau 7

	Effectifs en 2002	Hausse depuis 1990
Universités	60%	17%
IUT	5%	55%
Filières sélectives	20%	10%
professionnalisées		
écoles paramédicales et courtes	5%	50%
sociales		
Ecoles (d'ingénieur, de commerce)	10%	63%
IUFM (depuis 1991)	4%	60%
CPGE	3%	12%
Autres écoles	3%	9%

Source : Rapport pour le Haut Conseil de l'Evaluation de l'Ecole (octobre 2003).

La répartition de la population étudiante fait apparaître des taux d'évolution très différenciés sur la dernière décennie. On constate, depuis 1990, une désaffectation

²³ Les IUT font partie des universités par la loi de 1984 régissant l'enseignement supérieur.

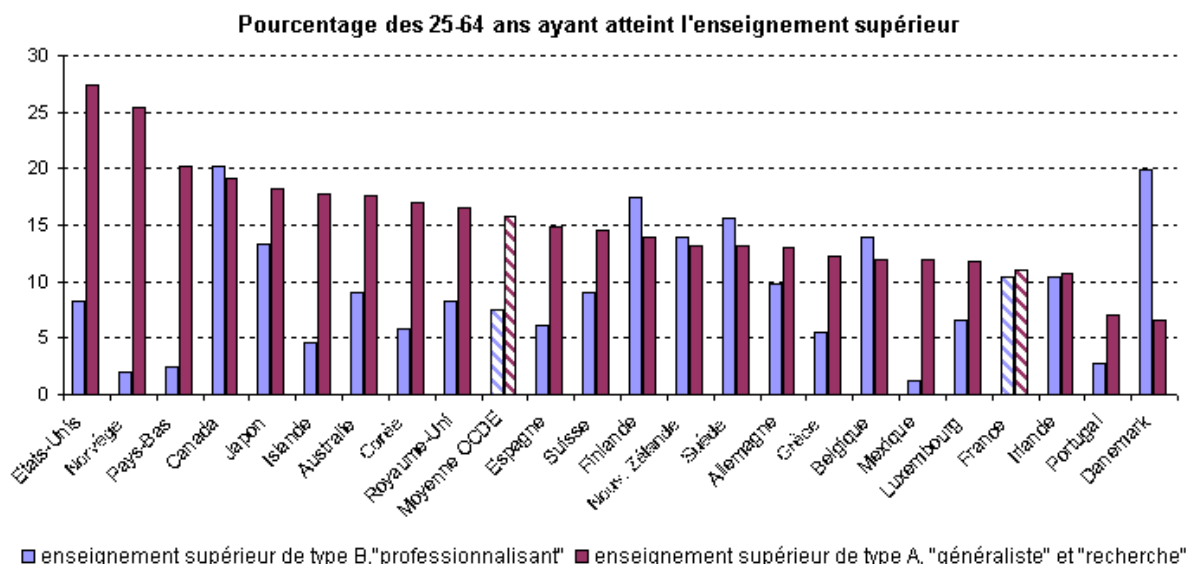
relative pour les DEUG (progression la moins forte de la période, à 12%). Cette moindre progression des effectifs du DEUG est due à la fois à la diminution des bacheliers généraux et au moindre engouement des bacheliers pour la formation universitaire. Cependant, ce phénomène n'affecte pas les effectifs des deuxième et troisième cycles universitaires, qui sont restés relativement stables (respectivement 22% et 10% des effectifs du supérieur), grâce en particulier aux entrées directes en licence.

Le retournement à la baisse des effectifs après 1995 a été particulièrement marqué dans les DEUG universitaires, plus précisément dans les disciplines scientifiques (-13%), ainsi que celles de sciences fondamentales (-46% en physique-chimie par exemple). L'informatique, en revanche, a connu une hausse des effectifs (+51%), et les sciences économiques et la gestion ont échappé au phénomène de baisse générale.

En revanche, les filières professionnalisées courtes (IUT, STS) ont connu un grand succès depuis 1990, accueillant aujourd'hui plus d'un étudiant sur cinq. Leur succès tient au caractère professionnalisé de leur formation, autorisant une sortie rapide sur le marché du travail. Il a été rendu possible par l'augmentation des capacités d'accueil des STS et des IUT et par l'augmentation du nombre de places aux concours pour les filières paramédicales.

Enfin, spécificité du système français, la filière des grandes écoles progresse fortement en termes d'effectifs. Les écoles et les classes préparatoires représentent un peu plus d'un étudiant sur dix. Les CPGE restent encore le moyen d'accès privilégié aux grandes écoles, mais elles n'en sont plus l'unique porte d'entrée. Le développement significatif des admissions externes et sur titres dans les écoles pourrait modifier, à l'avenir, le comportement des bacheliers.

Graphique 12



Source : OCDE Education at a glance 2003.

Note : dans les données de l'OCDE, l'enseignement supérieur de type B correspond à des formations axées sur l'acquisition de qualifications pratiques, techniques et professionnelles en vue d'une entrée directe sur le marché du travail. Elles sont généralement courtes (IUT, STS), mais peuvent aussi être longues (DESS). L'enseignement supérieur de type A correspond à des formations ayant un contenu très largement théorique permettant en particulier d'accéder à des programmes de recherche de haut niveau et à des professions exigeant un haut niveau de compétences. Elles sont généralement longues (université, grandes écoles).

Ainsi, en France, alors que le pourcentage des 25-64 ans ayant atteint l'enseignement supérieur dans une filière plutôt « professionnalisée » (10%) est relativement élevé par rapport aux autres pays de l'OCDE (8%), la France se démarque de nouveau vis-à-vis des Anglo-Saxons et des pays scandinaves en ce qui concerne le supérieur « généraliste » et les programmes de recherche. Dans le graphique ci-dessus, les pays sont classés par pourcentages des 25-64 ans ayant atteint l'enseignement supérieur de type A, « généraliste » et « recherche ». La France se situe derrière les Etats-Unis, le Canada, l'Australie et le Royaume Uni, ainsi que la Norvège, la Finlande et la Suède. Les étudiants semblent donc privilégier les formations plus « professionnalisées ».

De plus, les études supérieures en France sont plus courtes en moyenne que celles dans les pays anglo-saxons et dans les pays scandinaves.

Tableau 8 : Espérance du nombre d'années passées dans le supérieur en 2001

Moyenne des pays de l'OCDE	2,6
Finlande	4,2
Etats-Unis	3,5
Suède	3,2
Australie	3,1
Norvège	3,1
Canada	2,8
France	2,6
Royaume Uni	2,6
Danemark	2,6
Italie	2,4
Allemagne	2,1

Source : OCDE Regards sur l'éducation 2004.

Dans « France Portrait Social, 2004-2005 », S. Lemaire montre que les bons bacheliers généraux, a priori destinés à l'université, filière longue et non sélective à l'entrée, s'orientent de plus en plus vers les CPGE et des filières sélectives courtes (IUT, STS), avec l'objectif, pour certains, de revenir ensuite en deuxième cycle universitaire. Ainsi, les étudiants issus d'un DEUG ne représentent que 63% des inscriptions en première année du second cycle universitaire.

A l'inverse, un nombre important de bacheliers issus des filières technologiques, a priori mieux adaptés aux formations professionnalisées courtes, se retrouvent inscrits en DEUG (ils y représentent 32% des effectifs). La mise en place du nouveau système d'organisation des études (Licence, Mastère, Doctorat) s'est accompagnée de la création de licences professionnelles, qui attirent des étudiants après les IUT et les BTS. Les élèves de DEUG issus des bacs technologiques connaissent, eux, un taux d'échec élevé. Ainsi, le taux de réussite du DEUG n'est que de 46% en deux ans et de 74% en cinq ans. Pour les bacheliers technologiques, le taux de réussite en cinq ans n'est que de 38%. L'abandon des études est fréquent (25% des étudiants quittent l'université au bout d'un an), particulièrement pour les bacheliers technologiques.

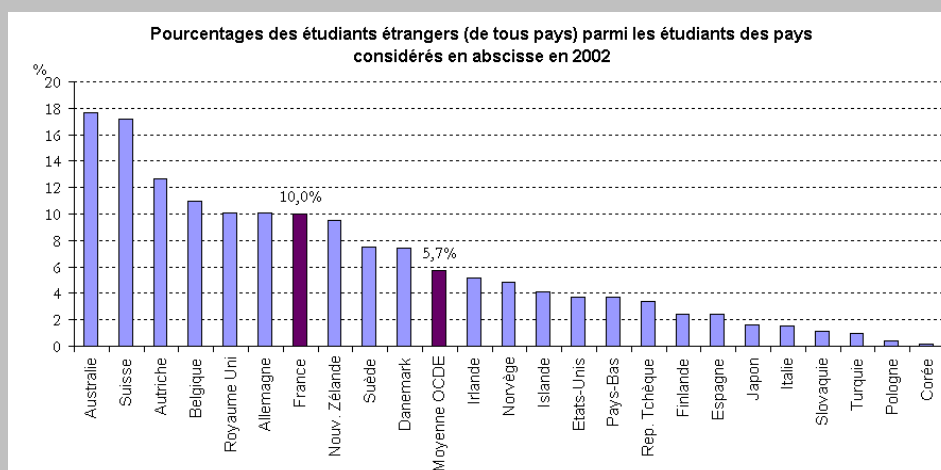
L'enseignement supérieur français fait face aujourd'hui à un double objectif : d'une part, trouver des solutions de réorientations à la sortie du baccalauréat ; d'autre part, devant un tel afflux de nouveaux étudiants, augmenter l'investissement dans l'enseignement supérieur et les programmes de recherche avancée.

Encadré 5 : La mobilité géographique des étudiants dans les pays de l'OCDE

Les disparités observées dans le choix des filières étudiantes entre les pays de l'OCDE peuvent être modulées par la forte mobilité internationale des étudiants. On assiste en effet à une internationalisation croissante des systèmes éducatifs, aussi bien dans le contenu des programmes proposés que dans la nationalité des étudiants. La mobilité géographique des étudiants est facilitée par le développement des communications et la circulation accélérée des informations. De plus, le contexte actuel de mondialisation des économies et le besoin de se maintenir à la pointe des nouvelles technologies incitent les pays à encourager un certain nombre de leurs étudiants à se former à l'étranger de manière à bénéficier à leur retour de compétences techniques acquises, à condition que cela fonctionne de manière symétrique.

D'après la base de données de l'OCDE, la taille du pays semble être un frein à la mobilité des étudiants : ainsi observe-t-on une très faible part des étudiants issus des Etats-Unis, de la France ou du Royaume-Uni qui choisissent de poursuivre leurs études à l'étranger. A l'inverse, les étudiants originaires d'Autriche, de Suisse, du Luxembourg, d'Irlande, de Norvège ou de Grèce apparaissent plus mobiles. Ce phénomène peut s'expliquer par une offre plus importante et plus diversifiée dans les pays les plus peuplés et par une forte tradition d'ouverture sur l'extérieur des petits pays, que favorise la proximité des frontières. Le facteur institutionnel joue également un rôle notable, comme l'illustre l'importance des échanges étudiants entre pays membres de l'Union Européenne. En troisième lieu, l'éloignement géographique peut expliquer le peu de mobilité des étudiants originaires du Japon, d'Australie ou des Etats-Unis.

En termes de nombres d'étudiants étrangers accueillis, on observe une grande variabilité des situations selon les pays. Dans la plupart des pays de l'OCDE, moins de 6 % des étudiants inscrits dans le supérieur en 2000 sont étrangers. Seulement sept pays en comptent plus de 10 %. C'est l'Australie qui accueille le plus d'étudiants étrangers (17,7 %), devant la Suisse, l'Autriche et la Belgique. Ces pays disposent de ressources éducatives par tête conséquentes et de pôles technologiques de pointe attirant de nombreux étudiants étrangers. A l'inverse, bien que 30% des étudiants de l'enseignement tertiaire qui s'expatrient choisissent d'aller aux États-Unis, ils n'y représentent que 3,7 % des étudiants en troisième cycle.



Source : OCDE *Regards sur l'éducation 2004*.

Concernant le niveau d'études, la grande majorité des étudiants étrangers sont inscrits dans les filières générales, excepté au Danemark, où 35% des étudiants étrangers inscrits dans le supérieur choisissent une filière professionnalisée. Dans une moindre mesure, les étudiants étrangers poursuivant des études au Royaume-Uni et en Allemagne sont relativement nombreux à s'inscrire dans un cursus supérieur à vocation professionnelle (respectivement 16% et 11% des étudiants étrangers dans chacun de ces pays).

Ainsi, dans la plupart des pays de l'OCDE, une assez faible part des étudiants sont étrangers. En particulier, aux Etats-Unis, seulement 4% des étudiants sont étrangers. Bien que la majorité de ces derniers optent généralement pour un cursus à vocation généraliste, le nombre élevé d'étudiants suivant des filières généralistes aux Etats-Unis ne peut pas être directement imputé à la présence d'étudiants étrangers dans ces filières.

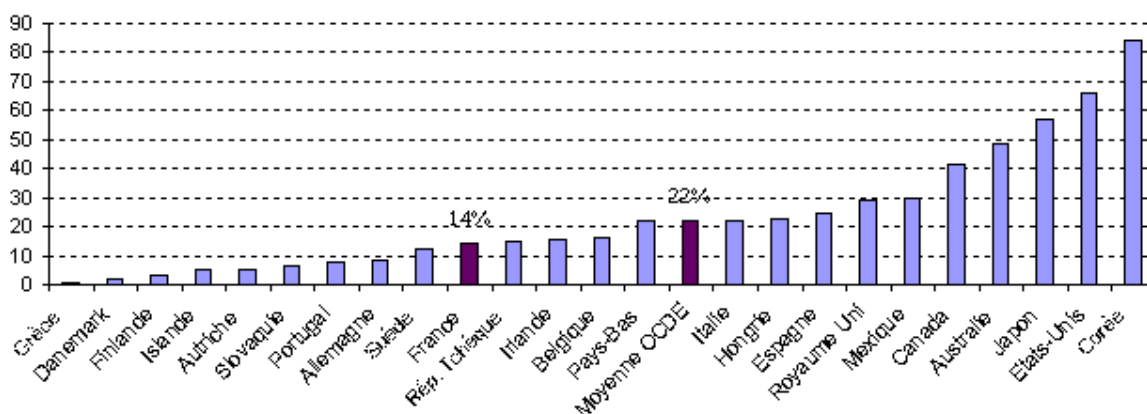
IV.2.3 L'Etat contribue fortement aux dépenses pour le supérieur.

Alors que la plupart des pays développés reconnaissent la nécessité d'un financement public de l'éducation obligatoire, le débat sur les modalités de financement (public/privé) s'est surtout focalisé sur l'enseignement supérieur. La plupart des pays de l'OCDE ont cherché à favoriser l'acquisition de connaissances en offrant une aide financière aux élèves poursuivant leurs études à l'issue de la scolarité obligatoire. Cependant, le resserrement des marges budgétaires a incité bon nombre de pays européens à rechercher des modes de financement complémentaires au financement public.

En France, le poids de la dépense privée²⁴ pour le supérieur dans l'ensemble des dépenses pour le supérieur est faible (14%) au regard de la moyenne pour les pays de l'OCDE, qui se situe à 22%. C'est dans les pays Anglo-Saxons (Etats-Unis, Australie, Canada) que la part des dépenses privées dans les dépenses totales d'éducation est la plus forte. En Europe, en revanche, le secteur public est en moyenne prédominant. Les pays scandinaves (Finlande, Danemark, Suède) ont une part de financement public de l'éducation encore plus élevée que la France.

Graphique 13

Pourcentage des dépenses pour l'enseignement supérieur issues de sources privées en 2000



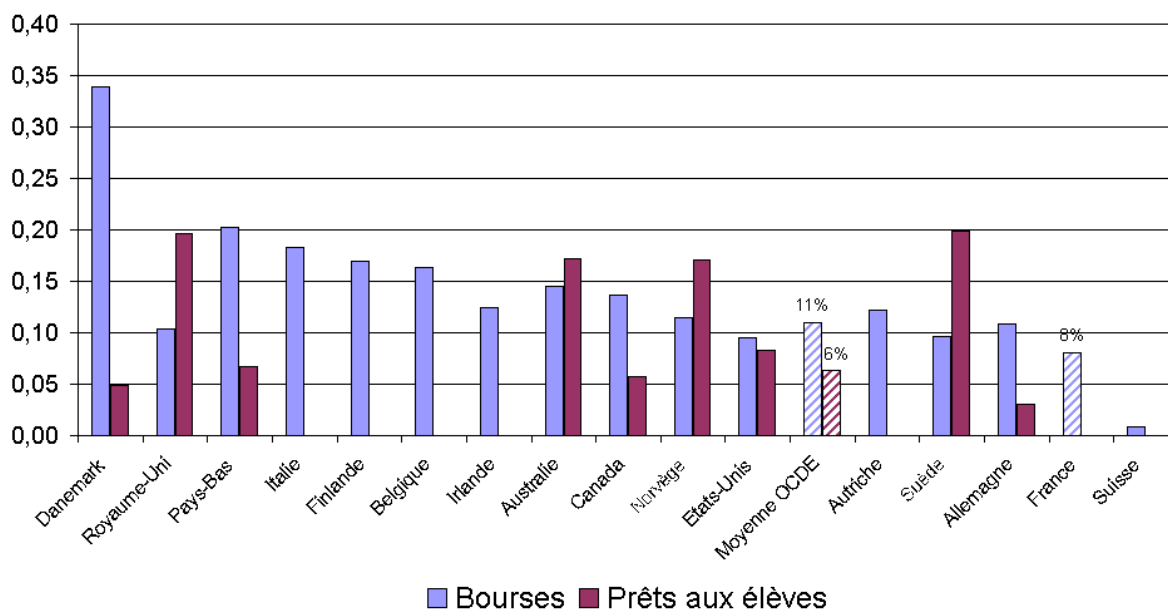
Source : OCDE Regards sur l'éducation 2004.

D'autres distinctions apparaissent, en analysant, de manière plus fine, la destination des dépenses publiques d'éducation, en particulier les subventions publiques versées au secteur privé. Malheureusement, il est très difficile de comparer les systèmes d'aides nationaux, puisque ceux-ci sont fortement dépendants des modalités d'organisation et de financement des systèmes d'éducation. Les données de l'OCDE ne retiennent donc que les bourses et autres allocations d'une part et les prêts d'autre part.

²⁴ Les dépenses publiques sont celles effectuées par l'Etat, les Régions, les Départements, les Communes et les autres administrations publiques. Elles incluent les subventions publiques aux ménages. Les dépenses privées sont celles effectuées par les ménages et les entreprises.

Graphique 15

**Pourcentage des dépenses publiques totales d'éducation supérieure
consacrées aux bourses et aux prêts aux élèves en 2000**



Source : OCDE Regards sur l'éducation 2004.

Pour des pays comme le Danemark, l'Australie et la Suède, près du tiers de la dépense publique totale passe par ce circuit de financement pour l'enseignement supérieur. Ce mode d'aide publique aux ménages est fortement présent aussi bien pour les pays scandinaves, où la part du financement privé des établissements d'enseignement supérieur est quasi inexistante et où les aides, en général indépendantes des ressources parentales, sont octroyées à une grande majorité des étudiants, que pour les pays anglo-saxons, où le secteur privé est prédominant et où les aides sont dirigées en priorité vers les étudiants talentueux les plus défavorisés socialement.

La France, où le coût de l'enseignement supérieur est beaucoup plus faible, accorde une aide financière limitée à une minorité des étudiants en fonction des ressources parentales. Comme l'Italie, la Finlande, la Belgique, l'Irlande, la Suisse et l'Autriche, la France n'a recours qu'aux seules bourses et allocations, alors que des pays comme le Royaume Uni, l'Australie, la Norvège et la Suède ont souvent recours aux prêts. Enfin, seuls deux pays européens, la Suède et le Royaume Uni, ont mis en place un système de remboursement de prêts contingents aux revenus des anciens étudiants.

Or, de nombreux arguments pèsent en faveur d'un accroissement du financement privé et d'un développement d'un système de prêts en France. Ainsi, les rendements privés de l'éducation supérieure sont conséquents, une contribution privée des étudiants peut participer à leur responsabilisation et un système de prêts peut répondre à un souci d'équité.

Ce diagnostic est toutefois à nuancer. En France, les aides financières pour les étudiants concernent, en 2003, 30% des étudiants, à comparer à 20% en 1990. De plus, les données de l'OCDE n'incluent pas d'autres formes d'aide, comme les aides fiscales ou les aides pour le logement (ALS, APL), biaisant ainsi les résultats à la baisse pour la France.

IV.2.4 Résumé des spécificités de l'enseignement supérieur français

En résumé, une série de travaux récents ont mis en valeur l'effort relativement limité consacré par la France à l'enseignement supérieur, résultat que l'on peut toutefois nuancer par le fait que la dépense moyenne par étudiant est relativement sous-estimée pour la France. Cet effort limité n'explique pas le faible pourcentage, en France, du financement privé direct et des subventions publiques aux étudiants, ainsi que l'absence d'un système de prêts aux étudiants, alors que les avantages théoriques en faveur d'une contribution privée dans l'enseignement supérieur sont nombreux.

Outre le débat sur le financement du supérieur, la massification qu'a connu l'enseignement supérieur en France soulève la question de l'inadéquation partielle entre les différents débouchés et les profils des nouveaux bacheliers. Enfin, la France se démarque par rapport aux autres pays de l'OCDE par l'importance des effectifs dans les formations courtes d'une part et professionnalisées d'autre part dans le supérieur. On peut alors se demander dans quelle mesure la baisse relative des effectifs dans les filières généralistes et les programmes de recherche avancée peut peser sur la croissance française à moyen terme. Pour tenter de répondre à cette question, nous pouvons estimer une nouvelle équation de croissance, avec les données dont nous disposons pour la France.

V - Introduction d'un effet diplôme dans l'estimation française

V.1 Les données disponibles et le modèle théorique sous-jacent

Les modèles de croissance endogène et les modèles néoclassiques augmentés sont pertinents pour comprendre le rôle de l'éducation sur la croissance, mais présentent quelques insuffisances. En particulier, ils mettent sur le même plan toutes les années d'enseignement, quel qu'en soit le niveau (primaire, secondaire, supérieur court ou long). Or, l'intuition suggère qu'une année d'enseignement supérieur devrait avoir davantage d'impact sur la croissance qu'une année d'enseignement primaire. L'étude empirique de la partie 1 montre que l'importance donnée au supérieur dans les pays de l'OCDE varie considérablement. Ces différences peuvent-elles, alors, se répercuter sur la productivité de moyen terme ?

Pour tenter de répondre à cette question, nous nous plaçons dans le cas de la France, pour laquelle nous disposons de données plus détaillées issues de l'enquête emploi²⁵. Il est en effet possible de répartir la population active entre 1975 et 2003 par niveau de diplôme obtenu. Le tableau suivant donne la répartition de la population active totale pour l'année 2000.

Tableau 9

Diplôme obtenu en 2000	% de la population active totale
Diplôme non déclaré ou en cours d'études initiales	2,6
Aucun diplôme ou CEP	24,1
BEPC seul	7,1
CAP ou BEP ou autre diplôme de ce niveau	28,9
Diplôme de niveau baccalauréat (y.c. brevet professionnel)	13,8
Diplôme de niveau baccalauréat +2 ans	11,9
Diplôme supérieur	11,6

Source : Enquête Emploi de l'INSEE.

Nous regroupons ces sept catégories en quatre : diplôme supérieur (sup), diplôme de niveau baccalauréat +2 ans (bac2), CAP, BEP, diplôme de niveau baccalauréat (prof) et enfin diplôme non déclaré, aucun diplôme, CEP ou BEPC (inf).

Nous complétons le modèle théorique sous-jacent pour intégrer cette répartition. On peut faire l'hypothèse que le capital humain par tête h a deux composantes : une composante « quantité », $h_{\text{quantité}}$, (le nombre moyen d'années d'études), et une composante « qualité », $h_{\text{qualité}}$ (un indicateur de la nature du diplôme obtenu). Le capital humain H est un produit pondéré de ces deux composantes : $h = h_{\text{quantité}}^{a_1} \cdot h_{\text{qualité}}^{a_2}$. En passant en logarithmes, on obtient :

$$\ln(h) = a_1 \ln(h_{\text{quantité}}) + a_2 \ln(h_{\text{qualité}})$$

Nous ne disposons pas de données spécifiques pour le nombre moyen d'années d'études pour les individus dans chaque groupe par diplôme. Nous supposons donc que le terme $\ln(h_{\text{quantité}})$ vaut rS , avec S le nombre moyen d'années d'études de la

²⁵ Nous remercions Catherine Taché (département de l'emploi et des revenus d'activité à l'Insee) qui nous a fourni ces données.

population en âge de travailler. En revanche, on peut faire l'hypothèse que le terme $\ln(h_{qualité})$ se décompose en :

$$\ln(h_{qualité}) = \mu_{sup} dipl\hat{o}me_{sup} + \mu_{bac2} dipl\hat{o}me_{bac+2} + \mu_{prof} dipl\hat{o}me_{prof} + \mu_{inf} dipl\hat{o}me_{inf}$$

où $dipl\hat{o}me_i$ est le logarithme du pourcentage de la population active à la date t ayant obtenu un diplôme de type i .

L'équation à estimer devient alors :

$$\Delta \ln y_t = -\phi \ln y_{t-1} - \left(\theta_i \ln \left(\frac{i}{n+g+\delta} \right)_{t-1} + \theta_{trend}(t-1) \right) + \left(\begin{array}{l} + \theta_h S_{t-1} \\ + \mu_{sup} dipl\hat{o}me_{sup,t-1} \\ + \mu_{bac2} dipl\hat{o}me_{bac+2,t-1} \\ + \mu_{prof} dipl\hat{o}me_{prof,t-1} \\ + \mu_{inf} dipl\hat{o}me_{inf,t-1} \end{array} \right) + Cte \quad (10)$$

$$+ a \Delta \ln y_{t-1} + b \Delta \ln \left(\frac{sk}{n+g+\delta} \right)_t + \left(\begin{array}{l} + c \Delta S_t \\ + d \Delta dipl\hat{o}me_{sup,t} \\ + e \Delta dipl\hat{o}me_{bac+2,t} \\ + f \Delta dipl\hat{o}me_{prof,t} \\ + g \Delta dipl\hat{o}me_{inf,t} \end{array} \right)$$

V.2 Estimation économétrique

V.2.1 Estimation sur la période 1976-1998

Nous contraignons, comme précédemment, le coefficient du trend de moyen terme à 0,005. Toutefois, cette contrainte ne suffit pas à éliminer la présence de multicolinéarité. Les indicateurs de multicolinéarité font en effet apparaître une corrélation forte entre les différentes variables de diplôme. Nous choisissons alors de regrouper les deux variables $dipl\hat{o}me_{bac+2,t-1}$ et $dipl\hat{o}me_{sup,t-1}$. Nous ne considérons donc que trois variables de niveau ($dipl\hat{o}me_{inf,t-1}$, $dipl\hat{o}me_{prof,t-1}$, et $dipl\hat{o}me_{bac+2\text{ et }sup,t-1}$), et une variable représentant la part des personnes ayant obtenu un diplôme de type « supérieur » parmi les personnes ayant obtenu un diplôme supérieur au baccalauréat, $\frac{dipl\hat{o}me_{sup,t-1}}{dipl\hat{o}me_{sup,t-1} + dipl\hat{o}me_{bac+2,t-1}}$. La multicolinéarité est plus faible et la dernière variable permet de comparer les différentes filières choisies après le baccalauréat. Enfin, lors de l'estimation, les coefficients μ_{prof} et μ_{inf} ne semblent²⁶ pas significatifs. Nous ne les incluons pas dans l'estimation finale, d'autant plus que ceci permet d'éliminer totalement le problème de multicolinéarité.

²⁶ En présence de multicolinéarité, les diagnostics de significativité des tests de Student peuvent être fragiles.

Résultats de l'estimation

L'estimation économétrique sur la période 1976-1998 donne :

$$\Delta \ln y_t = -0,72_{(7,27)} \left[\ln y_{t-1} - (0,46 \ln \left(\frac{i}{n+g+\delta} \right))_{(18,44)} + 0,005(t-1)_{(c)} + 0,10 S_{t-1} + 3,06_{(36,46)} \right. \\ \left. + 0,05 \text{diplôme}_{bac+2 \text{ et sup}, t-1} + 1,00 \frac{\text{diplôme}_{sup, t-1}}{\text{diplôme}_{bac+2, t-1} + \text{diplôme}_{sup, t-1}} \right) \\ + 0,20 \Delta \ln \left(\frac{sk}{n+g+\delta} \right)_{(8,40)} \\ + 0,15 \Delta \text{diplôme}_{sup, t} - 0,40 \Delta \text{diplôme}_{bac+2, t} + 0,21 \Delta \text{diplôme}_{prof, t} - 0,15 \Delta \text{diplôme}_{inf, t} \quad (11)$$

(3,91) (-7,34) (4,91) (-1,92)

Les termes retardés de $\Delta \ln y_t$ et le terme ΔS_t ne sont pas significatifs.

$R^2=0,90$ DW=2,37, Root MSE =0,0038

- Le coefficient de moyen terme devant la variable $\ln \left(\frac{i}{n+g+\delta} \right)_{t-1}$ n'est pas sensiblement différent de celui obtenu dans la régression précédente, avec un capital humain représenté uniquement par le nombre moyen d'années d'études de la population en âge de travailler.
- A l'effet « quantité » du capital humain, qui varie peu par rapport à la première régression (10%, à comparer à 11%), s'ajoute un effet « diplôme ». Les effets sont relativement différents à court terme et à moyen terme. A court terme, la part de la population active ayant obtenu un diplôme de type CAP, BEP ou de niveau baccalauréat (que nous classons dans la catégorie « diplôme court professionnalisant ») contribue significativement à l'augmentation de la productivité. La part de la population active ayant atteint un diplôme supérieur à bac+2 contribue elle aussi positivement à l'augmentation de la productivité. Au contraire, les diplômes inférieurs au BEPC ou au CEP d'une part, et le diplôme bac+2 d'autre part ne contribuent pas positivement à l'augmentation de la productivité. Ces résultats suggèrent qu'au court terme, aussi bien les diplômes courts professionnalisants que les diplômes supérieurs seraient efficaces, alors que les DEUG ne menant pas à un cursus universitaire plus long ne le seraient pas.
- A moyen terme, seuls les diplômes de type « supérieur » semblent contribuer positivement à l'augmentation de la croissance, en particulier les diplômes de niveau supérieur au DEUG. Ces résultats semblent donc indiquer qu'une politique d'éducation dite d'« innovation » (enseignement supérieur plutôt long) serait plus efficace, à moyen terme, qu'une politique dite d'« imitation » (enseignement plutôt court et professionnalisé).

Tests de cointégration

A nouveau, nous effectuons, pour les 22 dates dont nous disposons, des tests de racine unité sur le vecteur des variables en niveau, à titre indicatif (en rappelant toute la prudence avec laquelle il convient de considérer les résultats compte tenu du faible nombre d'observations) :

$$\left[\ln y_{t-1} - \left(0,46 \ln \left(\frac{i}{n+g+\delta} \right) \right)_{t-1} + 0,005(t-1) + 0,10 S_{t-1} + 0,05 \text{diplôme}_{bac+2 \text{ et sup}, t-1} + 1,00 \frac{\text{diplôme}_{\text{sup}, t-1}}{\text{diplôme}_{bac+2, t-1} + \text{diplôme}_{\text{sup}, t-1}} \right]$$

Les résultats tendent à indiquer que l'équation de production est bien stationnaire. Le résidu de l'équation dynamique semble lui aussi stationnaire.

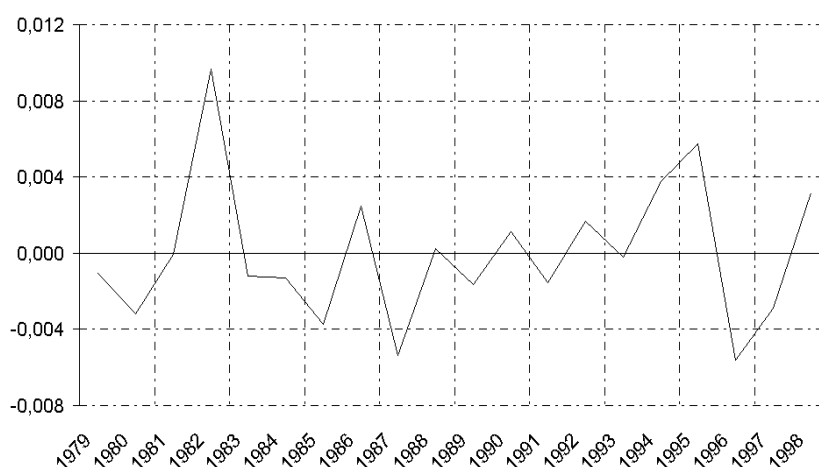
Tableau 10

Variable	Test ADF	Test Phillips Perron	Résultat
Résidu de l'équation de production	-4,17***	-9,39**	stationnaire
Résidu de la forme à correction d'erreur	-4,64***	-3,96***	stationnaire

*Lecture : les valeurs critiques à 1%, 5% et 10% sont respectivement de -3,71, -2,98, -2,63 pour le test ADF et de -3,69, -2,97 et -2,62 pour le test de Phillips-Perron. ***, **, * indiquent respectivement le rejet de l'hypothèse de racine unité à l'ordre 1%, 5% et 10%.*

Graphique 16

Résidu de la forme à correction d'erreur



V.2.2 Interprétation des résultats économétriques

En résumé, les estimations économétriques pour la France suggèrent que les diplômes plutôt « professionnalisants » n'ont un effet positif sur le taux de croissance de la productivité qu'à court terme. Ceci vient appuyer l'idée selon laquelle les politiques dites « d'imitation », favorisant l'investissement dans l'enseignement « professionnalisant », ne porteraient leurs fruits qu'à court-moyen terme. Au contraire, au long-terme, les politiques dites « d'innovation », qui donnent plutôt la priorité à l'enseignement supérieur de haut niveau (supérieur à bac+2), seraient plus efficaces en matière de productivité. Ces conclusions sont en ligne avec celles obtenus par Aghion et Cohen (2004).

Conclusion

Les théories de la croissance insistent sur l'importance de l'impact de l'éducation sur la croissance dans les pays développés. En particulier, dans le modèle néoclassique de Mankiw, Romer et Weil (1992), l'accumulation du capital humain joue un rôle primordial dans la croissance. Nous avons adopté une approche macroéconomique qui nous a permis de prendre en compte les externalités positives associées au capital humain. Nous avons utilisé une forme à « correction d'erreur » pour modéliser les dynamiques propres à chaque pays d'un ensemble de pays développés.

Notre estimation sur données de panel pour 21 pays de l'OCDE entre 1971 et 1998 conduit à la mise en évidence d'un effet positif significatif du nombre moyen d'années d'études de la population en âge de travailler sur la productivité par tête. Le rendement « social » d'une année supplémentaire d'éducation est estimé à 7%. Lorsque nous nous penchons plus précisément sur le cas de la France, nous obtenons un rendement social d'une année supplémentaire d'éducation d'environ 10-11%. Cet effet doit évidemment être interprété avec prudence. D'une part il est au plus valable au voisinage du nombre d'années d'études actuel. D'autre part, il ne signifie pas que tous les types de dépenses d'éducation ont un effet potentiel important sur la croissance.

A cet égard, on sait que la France se démarque vis-à-vis des autres pays de l'OCDE sous plusieurs aspects, le principal étant l'« atypisme » français en matière de dépenses d'enseignement supérieur : par rapport à la moyenne des pays de l'OCDE, les dépenses d'éducation consacrées à un élève du second degré sont plutôt élevées, alors que celles consacrées à un étudiant dans le supérieur sont plutôt faibles. Cet atypisme a été accentué par l'importante massification du supérieur qu'a connu la France depuis 1975. Enfin, toujours dans le supérieur, le pourcentage des étudiants ayant suivi des formations courtes d'une part et professionnalisées d'autre part est relativement important comparé aux autres pays de l'OCDE, alors que le pourcentage des étudiants ayant suivi des formations « généralistes » et des programmes de recherche est relativement faible.

Ceci nous a amené à introduire dans l'estimation économétrique un « effet diplôme », afin d'analyser l'impact sur la croissance des différences de niveaux d'éducation. A l'impact du nombre moyen d'années d'études de la population en âge de travailler s'ajoute celui du pourcentage de la population active ayant obtenu chaque type de diplôme. Les résultats viennent appuyer l'idée selon laquelle les efforts en terme d'enseignement supérieur long, qui accompagnent généralement une politique dite « d'innovation », auraient plus d'impact, à moyen-long terme, sur la productivité que les efforts en matière d'enseignement court ou professionnalisé, qui correspondent plus à une politique dite « d'imitation ».

Références bibliographiques

- AGHION, P. et COHEN, E. [2004], *Education et croissance*, Conseil d'Analyse Economique
- AGHION, P. et HOWITT, P. [1998] *Endogenous growth theory*
- BARRO, R. et LEE, J.W. [1993] *International Comparisons of Educational Attainment*, Journal of Monetary Economics , vol 32, n°3, 409-438
- BARRO, R.J. et Sala-i-Martin, X [1994] *Quality Improvements in Models of Growth*, NBER Working Paper no 4610
- BASSANINI, A. et SCARPETTA, S. [2001] *Les Moteurs de la Croissance dans les pays de l'OCDE : analyse empirique sur des données de panel*, Revue économique de l'OCDE n°33, 2001/11
- BELSLEY D., KUH E., WELSCH R. [1980] *Regression Diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity*, J. Wiley, New York
- BENHABIB, J. et SPIEGEL, M.M. [1994] *The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data*, Journal of Monetary Economics 34 (2): 143-173
- BILS, M. et KLENOW, P. [2000] *Does Schooling Cause Growth ?* American Economic Review 90(5) Dec 2000
- BOSCA, J., de la FUENTE, A. et DOMENECH, R. [1996] *Human Capital and Growth : Theory ahead of Measurement*
- CASELLI, F. [2004] *Accounting for Cross-Country Income Differences* NBER Working papers w10828
- COHEN, D. et SOTO M. [2001] *Growth and Human Capital : Good Data, Good Results*, Technical paper n°179, OECD Development Center
- COMMISSARIAT GENERAL DU PLAN [2005] *Révision du taux d'actualisation des investissements publics*
- CONGRESSIONAL BUDGET OFFICE [1994] *Recent Developments in the Theory of Long-run growth: a critical evaluation*, CBP Papers
- Division « Redistribution et Politiques Sociales » [1999], *Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE*, Document de travail DEEE
- DPAE Analyses Economiques [2004] *Financement de l'enseignement supérieur et aides aux étudiants dans les pays de l'OCDE*
- GROSSMAN, G.M., HELPMAN, E. [1991] *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts
- HARDOIN, HUSSENET, SEPTOURS, BOTTANI [2003] *Eléments pour un diagnostic sur l'Ecole*, Rapport établi à la demande du Haut Conseil de l'évaluation de l'école
- JOHANSEN, S. [1988] *Statistical analysis of cointegration vector*, Journal of Economic Dynamics and Control, 12, pp 231-254
- KRUEGER, A.B. et LINDHAL [2001] *Education for Growth, Why and for Whom?* Journal of Economic Literature, vol. 39, 1101-1136, dec.

LEMAIRE, S. [2004] *Que deviennent les bacheliers après leur baccalauréat ?* France Portrait Social édition 2004-2005

LUCAS, R.E. [1988] *On the Mechanics of Economic Development*, Journal of Monetary Economics 22

MANKIW, N.G., ROMER, D., WEIL, D.N. [1992] *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, Quarterly Journal of Economics 107(2): 407-437

Ministère de l'éducation nationale, Direction de l'évaluation et de la prospective [2004] *L'état de l'Ecole*

NEHRU, V., SWANSON, E., DUBEY, A. [1995] *A New Database on Human Capital Stocks in Developing and Industrial Countries: Sources, Methodology and Results*, Journal of Development Economics, vol 46, n°2, 379-401

NELSON, R. PHELPS, E. [1966] *Investment in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth*, American Economic Review 61:69-75

OECD [2003] *The Sources of Economic Growth in OECD countries*

PESARAN, SHIN [2002] *Long-run Structural Modelling*, Econometrics Reviews, Vol. 21 PP 49-87

PRITCHETT, L. [2001] *Where has all the education gone ?* World Bank Economic Review, 15(3)

RAGOUCY, C. [2002] *Comparaisons internationales des dépenses d'éducation : indicateurs de l'OCDE et position de la France*, Direction de la Programmation et du Développement, Ministère de l'Education Nationale

ROMER, P.M. [1990a] *Endogenous Technological Change*, Journal of Political Economy 98(5)part 2; 71-102

ROMER, P.M. [2000] *Should the Government Subsidize Supply or Demand in the Market for Scientists and Engineers?* NBER Working Paper n°7723

SOLOW, R. [1956] *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, Quarterly Journal of Economics vol70

SOTO, M. [2002] *Rediscovering Education in Growth Regressions*, Technical paper n°202, OECD Development Center

SYLVAIN, A. [2001] *Rentabilité et profitabilité du capital : le cas de six pays industrialisés*, Economie et Statistique 2001 341-342

TEMPLE, J. [2001] *Effets de l'éducation et du capital social sur la croissance dans les pays de l'OCDE*, Revue Economique de l'OCDE

UZAWA, H. [1965] *Optimal Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth*, International Economic Review 6: 18-31

Bases de données

COHEN, D. et SOTO M. [2001] *Growth and Human Capital : Good Data, Good Results*, Technical paper n°179, OECD Development Center

OCDE [2004] *Regards sur l'éducation: les indicateurs de l'OCDE 2004*
www.oecd.org/edu/eag2004

OCDE [2003] *Education at a glance*

OCDE [2003] *The sources of Economic Growth in OECD countries*

Repères et références statistiques sur les enseignements, la formation et la recherche (RERS) [2003], Ministère de l'Education Nationale.

Annexe 1 : diagnostics de multicollinéarité

A1.1. Pour 21 pays de l'OCDE

Nous calculons les statistiques de Belsley, Kuh et Welsch (1980) sur nos données de panel pour 21 pays de l'OCDE. Nous cherchons à identifier la présence ou non de multicollinéarité entre les variables en niveau expliquant la variable $\ln y(t)$. Les résultats des calculs donnent :

- Entre les variables $\ln y(t)$, $\ln k(t)$, S , t

Diagnostic de multicollinéarité

Valeurs propres		Indices de conditionnement	Décomposition de la variance des estimateurs des coefficients associés à :			
			Constante	S	t	$\ln k(t)$
1	3,924	1,00	0,000	0,000	0,002	0,000
2	0,054	8,49	0,003	0,010	0,328	0,110
3	0,019	14,34	0,002	0,407	0,594	0,077
4	0,003	37,53	0,995	0,583	0,076	0,813

Lorsque l'indice de conditionnement maximal est supérieur à 30, on est en présence de multicollinéarité. Ainsi, les variables S , $\ln k(t)$ et la constante semblent être colinéaires.

- Entre les variables $\ln y(t)$, $\ln \frac{s_k(t)}{n(t) + g + \delta}$, S , t

Diagnostic de multicollinéarité

Valeurs propres		Indices de conditionnement	Décomposition de la variance des estimateurs des coefficients associés à :			
			Constante	S	t	$\ln \frac{s_k(t)}{n(t) + g + \delta}$
1	3,475	1,00	0,002	0,002	0,003	0,028
2	0,482	2,68	0,003	0,003	0,005	0,951
3	0,030	10,81	0,151	0,105	0,986	0,005
4	0,013	16,14	0,844	0,890	0,006	0,016

Lorsque la variable $\ln k(t)$ est remplacée par $\ln \frac{s_k(t)}{n(t) + g + \delta}$, la situation de multicollinéarité est éliminée.

A1.2. Pour la France

Pour les données françaises, nous pouvons à nouveau calculer ces statistiques.

- Entre les variables $\ln y(t), \ln \frac{s_k(t)}{n(t) + g + \delta}, S, t$

Diagnostic de multicollinéarité						
Valeurs propres	Indices de conditionnement	Décomposition de la variance des estimateurs des coefficients associés à :				
		Constante	S	Log(k(t))	t	
1	3,946	1,00	0,000	0,000	0,000	0,001
2	0,033	10,99	0,000	0,000	0,013	0,124
3	0,022	13,44	0,000	0,000	0,002	0,371
4	0,000	432,46	0,999	0,999	0,985	0,504

Nous sommes donc en présence d'une forte colinéarité entre la variable S et le trend temporel. Pour éliminer une des sources de colinéarité, une solution est de contraindre le coefficient devant le trend temporel. Afin de s'approcher au maximum de la valeur caractéristique de la France, nous contraignons le coefficient à être égal à celui trouvé avec une estimation sur un ensemble réduit de pays relativement proches de la France, pour lesquels il n'y a pas de multicollinéarité. Nous effectuons une estimation sur les dix pays suivants : France, Belgique, Pays-Bas, Allemagne, Autriche, Italie, Espagne, Norvège, Suède et Finlande.

- Entre les variables $\ln y(t) - 0,005t, \ln \frac{s_k(t)}{n(t) + g + \delta}$ et S

Diagnostic de multicollinéarité						
Valeurs propres	Indices de conditionnement	Décomposition de la variance des estimateurs des coefficients associés à :				
		Constante	S	Log(k(t))		
1	2,840	1,00	0,004	0,022	0,004	
2	0,142	4,47	0,043	0,968	0,032	
3	0,017	12,77	0,953	0,009	0,964	

L'indice de conditionnement maximal est nettement inférieur à 30. La contrainte permet donc d'éliminer la multicollinéarité pour l'estimation sur données françaises.

Annexe 2 : Tests de robustesse de l'estimation sur données de panels

Afin de tester la robustesse de notre estimation sur un échantillon de 21 pays de l'OCDE, nous effectuons la même estimation en enlevant à tour de rôle un pays de l'estimation. Les résultats sont particulièrement stables.

Nous résumons, dans le tableau suivant, les résultats obtenus pour chacune de ces estimations.

Taille de l'échantillon	θ_{sk}	θ_{hr}	θ_{trend}	ϕ
Echantillon complet	0,36 (3,67)	0,07 (3,30)	0,003 (1,04)	0,05 (4,98)
Sans l'Australie	0,37 (3,59)	0,07 (3,28)	0,003 (0,80)	0,05 (4,86)
Sans l'Autriche	0,36 (3,51)	0,07 (3,15)	0,004 (1,11)	0,05 (4,77)
Sans la Belgique	0,37 (3,39)	0,07 (3,17)	0,003 (0,94)	0,05 (4,68)
Sans le Canada	0,38 (4,92)	0,07 (3,30)	0,003 (1,02)	0,05 (4,92)
Sans le Danemark	0,36 (3,57)	0,07 (3,25)	0,003 (0,92)	0,05 (4,85)
Sans la Finlande	0,40 (3,73)	0,07 (3,24)	0,002 (0,65)	0,05 (4,80)
Sans la France	0,39 (3,48)	0,07 (3,23)	0,003 (0,80)	0,05 (4,68)
Sans la Grèce	0,40 (2,28)	0,07 (2,91)	0,004 (1,02)	0,04 (4,43)
Sans l'Allemagne	0,33 (3,39)	0,07 (3,37)	0,004 (1,25)	0,05 (4,94)
Sans l'Irlande	0,33 (4,93)	0,07 (4,93)	0,003 (1,31)	0,07 (5,56)
Sans l'Italie	0,30 (3,34)	0,08 (4,07)	0,003 (1,13)	0,05 (4,98)
Sans le Japon	0,38 (3,50)	0,07 (3,14)	0,004 (1,05)	0,05 (4,63)
Sans le Portugal	0,36 (3,54)	0,07 (3,29)	0,003 (0,76)	0,05 (4,78)
Sans les Pays-Bas	0,35 (3,56)	0,07 (3,35)	0,004 (1,19)	0,05 (4,89)
Sans la Nouvelle Zélande	0,34 (3,67)	0,07 (3,31)	0,005 (1,43)	0,05 (5,02)
Sans la Norvège	0,37 (3,69)	0,07 (3,34)	0,003 (0,86)	0,05 (4,92)
Sans l'Espagne	0,38 (3,58)	0,06 (2,12)	0,005 (1,31)	0,05 (4,74)
Sans la Suède	0,37 (3,59)	0,07 (3,23)	0,003 (0,89)	0,05 (4,85)
Sans la Suisse	0,35 (3,67)	0,07 (3,49)	0,004 (1,35)	0,05 (5,02)
Sans le Royaume Uni	0,37 (3,60)	0,07 (3,18)	0,003 (0,89)	0,05 (4,86)
Sans les Etats-Unis (ajout de deux indicatrices pays)	0,27 (3,37)	0,07 (2,38)	0,004 (1,04)	0,06 (4,59)

Annexe 3 : Tests de racine unité pour les variables de l'estimation

Sur la période 1971-1998, les tests de racine unité permettent d'évaluer l'ordre d'intégration de la moyenne spatiale des séries $\ln(y)$, $\ln(i/n+g+\delta)$ et S . Nous utilisons les tests de Dickey Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips Perron (PP), pour lesquels l'hypothèse nulle est la présence d'une racine unité, ainsi que le test KPSS, pour lequel l'hypothèse nulle est la stationnarité.

Nous indiquons les résultats des tests avec une spécification avec constante sans trend linéaire. Les spécifications avec constante et trend linéaire, de même que celles sans constante ni trend, mènent aux mêmes conclusions. Les tests pour les variables pays par pays donnent des résultats très similaires.

Test	$\ln(y)$	$\ln(i/n+g+\delta)$	S	Valeurs critique de rejet de H_0	
Niveau : test ADF	0,07	-1,94	-1,10	1%	-3,71
				5%	-2,99
				10%	-2,63
Niveau : test PP	-0,83	-2,64*	-1,29	1%	-3,70
				5%	-2,98
				10%	-2,63
Niveau : test KPSS	0,82+++	0,46++	0,81+++	1%	0,74
				5%	0,46
				10%	0,35
Différence première : test ADF	-5,69***	-6,16***	-3,53**	1%	-3,72
				5%	-2,99
				10%	-2,63
Différence première : test PP	-3,99***	-7,99***	-7,47***	1%	-3,71
				5%	-2,98
				10%	-2,63
Différence première : test KPSS	0,15	0,12	0,21	1%	0,74
				5%	0,46
				10%	0,35

Lecture : *, **, *** désignent le rejet de l'hypothèse de racine unité respectivement aux niveaux 1%, 5% et 10%. +, ++, +++ désignent le rejet de l'hypothèse de stationnarité respectivement aux niveaux 1%, 5% et 10%. Ainsi, par exemple, d'après le test PP, pour la variable $\ln(i/(n+g+\delta))$, on ne peut pas rejeter l'hypothèse de racine unité à 1% et 5%.

D'après les trois tests, les variables considérées sont donc au plus intégrées d'ordre 1. Ainsi, on peut rechercher une relation de cointégration stationnaire entre les variables.

Annexe 4 : Calcul du rang des espaces de cointégration

Nous analysons la cointégration entre les variables $\ln(y)$, $\ln(i/(n+g+\delta))$ et S à l'aide de la méthode de Johansen (1988). Le nombre de retards dans le VAR est choisi afin de minimiser les critères de Akaike et Schwarz. Plusieurs spécifications peuvent être choisies. Nous faisons l'hypothèse que les relations de long terme présentent une constante et un trend, conformément à la forme théorique de la fonction de production.

Nous effectuons le test de la trace proposé par Johansen pour chaque pays, ainsi que pour les moyennes spatiales des variables. Les résultats sont très similaires. Pour la France par exemple, on obtient les résultats suivant :

Dates: 1971 1998					
Séries : FRANCE_log(y)		FRANCE_log(i/ n+g+δ)		FRANCE_S	
Retards inclus : 1 à 3					
Tendance :	non	non	linéaire	linéaire	quadratique
Constante :	non	oui	oui	oui	oui
Maximum de vraisemblance par modèle et rang					
0	159,8	159,8	166,5	166,5	166,9
1	170,6	170,8	175,5	181,5	181,9
2	175,4	176,8	180,9	187,6	187,6
3	175,4	181,0	181,0	191,6	191,6
Critère d'information d'Akaike					
0	-11,1	-11,1	-11,4	-11,4	-11,2
1	-11,5	-11,4	-11,6	-12,0	-11,9
2	-11,4	-11,3	-11,6	-11,9	-11,9
3	-10,9	-11,1	-11,1	-11,7	-11,7
Critère d'information de Schwarz					
0	-9,7	-9,7	-9,9	-9,9	-9,5
1	-9,8	-9,7	-9,9	-10,2	-9,9
2	-9,5	-9,3	-9,5	-9,8	-9,7
3	-8,7	-8,727430	-8,7	-9,2	-9,2
Test M.V.:	Rang = 1	Rang = 2	Rang = 0	Rang = 1	Rang = 3

L'espace de cointégration entre les trois variables, avec un trend et une constante, paraît être de rang 1. Les résultats sont très similaires pour les autres pays de notre échantillon, ainsi que pour la moyenne spatiale des trois variables.